

Une analyse des gains au Canada

Par Peter Kuch et Walter Haessel

Étude analytique du recensement

Une analyse des gains au Canada

Par Peter Kuch et Walter Haessel

Publication autorisée par
le ministre de l'Industrie et du Commerce

Mars 1979
8-0003-518

Prix: $3.50

Catalogue 99-758F

Ottawa

This publication is available in English
upon request (Catalogue 99-758E)

AVANT-PROPOS

Le recensement du Canada représente une mine de renseignements sur la situation des groupes et collectivités du peuple canadien, pour une période s'étendant sur de nombreuses années. Il s'est révélé avantageux au Canada, comme dans d'autres pays, de compléter ces rapports statistiques de recensement par des monographies analytiques sur un certain nombre de sujets choisis. Le recensement de 1931 a servi de source à plusieurs monographies très utiles, mais, pour diverses raisons, il a été impossible de reprendre cette formule dans un programme semblable avant 1961. Les monographies du recensement de 1961 ont été bien reçue par le public, et ont été citées à plusieurs reprises dans de nombreux documents donnant sur les problèmes de planification ayant rapport à diverses questions telles que la main-d'oeuvre, l'urbanisation, le revenu, le statut de la femme et les tendances du marché. Elles ont eu aussi une importance capitale dans l'évaluation et l'amélioration dans la qualité et la pertinence des données sociales et économiques fournies par Statistique Canada. Cet heureux résultat a mené à la décision de continuer ce programme d'études analytiques de recensement. La présente série d'analyses est largement basée sur les résultats du recensement de 1971.

L'objet de ces études est de fournir une analyse des phénomènes sociaux et économiques au Canada. Bien que s'appuyant en grande partie sur les résultats du recensement de 1971, ces études ont aussi utilisé des renseignements provenant d'autres sources. Ces exposés sont présentés de telle façon que leurs conclusions essentielles et leurs interprétations peuvent être comprises par une audience générale de citoyens et de fonctionnaires intéressés, qui très souvent ne disposent pas des ressources nécessaires pour

interpréter et digérer les rangées de chiffres qui apparaissent dans les bulletins statistiques de recensement. Pour ces personnes, des textes interprétatifs qui ramènent à la vie des statistiques arides sont un aspect important de la diffusion des données de recensement. Ces textes sont souvent la seule façon que les citoyens et fonctionnaires intéressés ont pour percevoir les bénéfices de placements de fonds nationaux dans le recensement. Le présent ouvrage s'inscrit dans le cadre de la série qui sera publiée traitant de plusieurs aspects de la population canadienne, comprenant le revenu, l'usage de la langue, l'agriculture, la composition de la famille, la migration, l'immigration, la fécondité humaine, la participation à la main-d'oeuvre, le logement, le trajet journalier entre la résidence et le lieu de travail et la répartition de la population.

Je tiens à remercier les universités qui ont permis aux membres de leur personnel de contribuer à cette série, les auteurs à Statistique Canada qui ont donné généreusement un effort supplémentaire, en dehors des heures de bureau, dans la préparation de leurs études, et un certain nombre d'autres membres de Statistique Canada qui ont également prêté main-forte. Le Conseil canadian de recherches en sciences sociales a grandement aidé dans la sélection des auteurs pour certaines de ces études, et en prenant les dispositions nécessaires pour la critique de plusieurs des manuscripts. Nous remercions également les divers lecteurs, tous experts dans leur domaine, dont les observations ont grandement aidé les auteurs.

Bien que ces études aient été rédigées à la demande de Statistique Canada qui se charge de les publier, chaque auteur assume l'entière responsabilité de ses analyses et conclusions.

Le statisticien en chef du Canada,

PETER G. KIRKHAM.

PRÉFACE

Le présent ouvrage est consacré à l'étude empirique des facteurs qui influent sur la répartition des revenus d'emploi perçus par des particuliers et des groupes de particuliers au Canada. Ces facteurs sont analysés sous deux angles: leur effet sur le niveau des gains des divers groupes, et leur influence sur la variabilité ou le degré d'inégalité des gains à l'intérieur de ces groupes.

La distribution du bien-être économique suscite beaucoup d'intérêt et, à cet égard, la répartition des revenus familiaux provenant de toutes les sources est probablement un meilleur outil d'analyse que la répartition des revenus individuels. Cependant, les revenus d'emploi constituent la principale source de revenu des Canadiens.

À l'origine, cette étude visait à expliquer la répartition de l'ensemble des revenus perçus par les particuliers et les familles au Canada, mais une série d'événements, notamment les dates auxquelles les données ont été accessibles et le fait que les deux auteurs aient changé d'emplois, a eu pour résultat d'en réduire la portée à l'analyse des facteurs influant sur les revenus d'emploi perçus par les Canadiens et sur leur inégalité.

Nous tenons à remercier ici un certain nombre de personnes et d'organismes pour leur aide et leurs encouragements. Statistique Canada et le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada nous ont fourni l'aide financière indispensable pour régler les dépenses de recherche et nous libérer de nos obligations d'enseignants à l'Université Western Ontario. Pendant les dernières étapes de l'étude, les administrateurs de l'Université de l'État de Pennsylvanie se sont montrés extrêmement compréhensifs à l'égard de M. Haessel qui a parfois dû délaisser ses fonctions et consacrer son énergie à l'achèvement d'un manuscrit en retard.

Certains de nos anciens collègues de l'Université Western Ontario ont aussi contribué à l'aboutissement de ces travaux. Nous tenons à remercier spécialement R.A.L. Carter, qui nous a donné des conseils extrêmement profitables sur divers problèmes économétriques, Lars Osberg, dont les objections au modèle classique de capital humain nous ont amenés à reformuler nos modèles; et Shmuel Sharir, qui a lu la première version du document et nous a fait de nombreuses et judicieuses suggestions pour en améliorer la présentation et affiner l'analyse. Quatre critiques anonymes nous ont également fait des observations précieuses et parfois incisives, qui nous ont décidés à remanier entièrement le manuscrit.

De nombreux assistants de recherche ont participé au travail, mais il nous faut mentionner tout spécialement Richard P. Beilock de l'Université de l'État de Pennsylvanie pour sa contribution exceptionnelle: il est co-auteur du chapitre 6, qui découle directement de travaux qu'il a effectués indépendamment. Ont aussi participé aux recherches, Heather Cohen, Alvaro Herran, Krishna Kadiyala, Linda Newton et Jack Selody, de l'Université Western Ontario. Rochelle Bush et Carolyn Grove ont dactylographié et redactylographié diverses parties du manuscrit.

Nous sommes cependant encore plus redevables à nos épouses, Ann et Pat; pendant la durée de nos travaux, elles ont en effet dû endurer de nombreux moments de solitude, une présence distraite et même quelques mouvements d'humeur, ce qu'elles ont toujours fait avec compréhension et généralement de bonne grâce.

Peter Kuch,
Walter Haessel,
Département d'économie,
Université Western Ontario.

TABLE DES MATIÈRES

TABLE DES MATIÈRES - suite

TABLE DES MATIÈRES - suite

Annexe | Page

TABLE DES MATIÈRES - fin

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

LISTE DES GRAPHIQUES

CHAPITRE 1

OBJET DE L'ÉTUDE

Cette étude a pour but d'expliquer les différences observées entre les revenus tirés d'un emploi qui sont perçus par les particuliers au Canada. Les revenus d'emploi, ou plus simplement les gains, sont constitués des salaires, des traitements, des gratifications et primes, des pourboires, et des revenus nets provenant d'un emploi autonome agricole et non agricole. Ils représentent de loin l'élément le plus important de tous les revenus reçus (approximativement 87 % du revenu total des particuliers). Les autres sources de revenus sont les transferts publics et privés et les revenus d'investissements et de placements, qui comptent respectivement pour environ 8.5 % et 4.5 % du total[(1)]. Par conséquent, arriver à expliquer la répartition des revenus d'emploi constituerait un grand pas vers la compréhension de la répartition des revenus provenant de toutes les sources.

Cette étude cherche essentiellement à identifier les facteurs responsables des différences dans la répartition quantitative des gains perçus par divers groupes de personnes. Les effets de ces facteurs sont analysés de deux points de vue. Premièrement, quelle influence ces facteurs exercent-ils sur le niveau relatif des gains des divers groupes? Deuxièmement, quelle influence ont-ils sur la variabilité ou l'inégalité des gains entre les personnes d'un même groupe?

L'étude est fondée sur les réponses au questionnaire complet (non abrégé) du recensement du Canada de 1971. Elle repose dans une large mesure sur l'étude de Podoluk (1968) et la prolonge. Dans cette dernière,

---

Voir note(s) à la page 21.

on a utilisé des données analogues du recensement du Canada de 1961 pour décrire certains aspects de la répartition des revenus au Canada. En règle générale, la méthode d'analyse employée par Podoluk a consisté à comparer les moyennes arithmétiques des revenus perçus par des sous-groupes de la population, qui a été ventilée selon le sexe, l'âge, l'instruction, la profession, la région et la situation familiale. Bien que notre étude soit centrée plus étroitement sur les gains des particuliers, notre méthode d'analyse permet d'observer plus en profondeur les liens qui existent entre diverses caractéristiques personnelles et la répartition des gains.

Nombre des facteurs analysés dans la présente étude ont été pris en considération par Podoluk. Celle-ci a cependant laissé de côté un ensemble important de variables explicatives que nous avons décidé d'inclure dans notre étude et qui ont trait à l'origine ethnique et à l'immigration. Porter (1965) souligne l'importance de ces variables en tant que déterminants du revenu, dans son exposé sur leur relation avec la classe sociale(2). Nous pouvons quantifier de nombreux phénomènes du marché du travail et de l'éducation qui, selon Porter, sont liés à l'origine ethnique et à l'immigration récente, en fonction de leur influence sur les gains. Ces phénomènes peuvent être classés en deux catégories: ceux qui résultent de différences délibérées entre les comportements de divers groupes démographiques et ceux qui peuvent résulter de la discrimination exercée à l'égard de certains groupes.

La méthode d'analyse employée dans la présente étude consiste à estimer des fonctions de gains pour les hommes et pour les femmes, au moyen de régressions multiples, ce qui permet d'observer simultanément l'influence de nombreuses variables explicatives sur les gains. Le fondement théorique des fonctions de gains est le modèle de capital humain,

---

Voir note(s) à la page 21.

selon lequel le niveau des gains d'une personne dépend de ce que celle-ci a investi dans l'apprentissage d'aptitudes reconnues sur le marché du travail. Par conséquent, les variables décrivant les années de scolarité, le genre d'instruction et l'expérience potentielle sont prises en considération et servent de variables-substituts pour les aptitudes et connaissances accumulées. D'autres variables décrivent les caractéristiques personnelles (comme le groupe ethnique, l'état matrimonial et la période d'immigration); elles peuvent être définies au sens large comme étant liées aux caractéristiques de l'offre de travail. Combinées aux variables de capital humain (qui représentent les aptitudes et connaissances accumulées), elles constituent ce que l'on pourrait appeler les variables d'offre, qui visent à rendre compte des caractéristiques du travailleur qui influent sur ses gains. On a en outre incorporé aux fonctions de gains un ensemble de variables qui représentent des différences réelles et potentielles dans les conditions de la demande de travail et que l'on appelle "variables d'effets du marché". Cet ensemble comprend des éléments comme la profession, le secteur d'activité et la situation géographique, et vise à saisir les caractéristiques de la situation professionnelle qui donnent lieu à des différences de rémunération entre des travailleurs ayant un ensemble donné de caractéristiques. Ces fonctions de gains estimées servent à analyser les effets de ces variables sur la répartition des gains(3).

On trouvera au chapitre 2 un sommaire des principales conclusions analytiques de l'étude. La discussion porte d'abord sur les principaux facteurs déterminant les niveaux respectifs des gains des hommes et des femmes, puis sur la comparaison des deux.

Voir note(s) à la page 21.

Le chapitre 3 décrit le cadre conceptuel dans lequel s'inscrit l'analyse et établit les fonctions de gains d'une façon heuristique. Les annexes présentent des calculs plus rigoureux et un exposé technique sur les méthodes d'estimation.

Les données employées dans cette étude sont présentées au chapitre 4. On y indique les raisons du choix des variables et la façon dont elles ont été construites, tandis qu'un glossaire des noms des variables figure en annexe.

Les équations estimées des gains des hommes sont analysées dans le chapitre 5, où l'on étudie des groupes de variables en fonction de leur contribution au niveau des gains et au degré d'inégalité observé entre les gains; on trouvera en annexe un exposé détaillé sur les estimations des coefficients. Les équations estimées des gains des femmes sont données au chapitre 6, où l'on explique également les causes des variations à l'intérieur d'un même groupe ethnique et entre groupes ethniques.

Le chapitre 7 est consacré aux effets du sexe et de l'état matrimonial sur la répartition des gains; on y prête une attention particulière à la mesure dans laquelle les écarts entre les gains des hommes et des femmes résultent d'une discrimination sur le plan de la rémunération et de l'emploi. Finalement, le chapitre 8 étudie la répartition du travail réel offert (en semaines et heures travaillées) et présente un bref exposé sur les inactifs, qui ont été omis dans l'analyse des gains.

NOTES

(1) La répartition exacte du revenu global perçu par les particuliers pendant l'année terminée le 31 mai 1961 s'établissait comme suit: 87.2 % provenant d'un emploi, 8.1 % de transferts et 4.7 % de placements (Bureau fédéral de la statistique, n° 98-525 au catalogue, bul. SX-11, tableau 2). En ce qui concerne l'année terminée le 31 décembre 1970, les chiffres correspondants sont les suivants: 86.4 % provenant d'un emploi, 8.9 % de transferts et 4.7 % de placements (Rashid, 1976, tableau 1).

(2) Les différences systématiques entre les gains des Canadiens français et des Canadiens anglais a fait l'objet d'un volume croissant de recherches. Voir par exemple: Raynauld, Marion et Béland (1964), et Boulet et Raynauld.

(3) Dans une étude publiée récemment par Statistique Canada (n° 13-537 au catalogue), on a employé une méthode similaire pour étudier le revenu familial total en fonction de l'âge et du niveau d'instruction du chef de famille, de la taille de la collectivité, de la situation régionale, de la proportion de bénéficiaires de revenu dans les familles, etc. L'objet de cette étude se limitait cependant à quantifier la proportion de la variance des revenus familiaux qui était expliquée par diverses caractéristiques socio-démographiques, et à classer ces caractéristiques par ordre d'importance.

CHAPITRE 2

FACTEURS INFLUANT SUR LA RÉPARTITION QUANTITATIVE DES GAINS

2.1. La répartition quantitative des revenus et des gains

Les revenus perçus par les Canadiens varient beaucoup. Cela est facilement observable sur le tableau 2.1 qui présente la distribution par tranche de revenu des personnes ayant perçu un revenu en 1970. Environ 58 % des bénéficiaires de revenus ont perçu un montant inférieur au revenu total moyen de cette année-là ($5,033). Néanmoins, presque 4 % et 0.9 % ont perçu respectivement au moins trois et cinq fois le revenu moyen.

En 1970, les revenus d'emploi ont compté pour 86.4 % des revenus de toutes les sources qu'ont perçus les Canadiens; il s'agit des salaires, traitements, primes, pourboires, et des revenus nets provenant d'un emploi autonome agricole ou non agricole. Les revenus de placements n'ont représenté que 4.7 % du revenu total. Les 8.9 % restants provenaient de transferts publics et privés qui, par nature, sont en grande partie distribués en relation inverse avec le niveau des revenus d'emploi. La présente étude vise à expliquer la répartition des revenus d'emploi et non celle de l'ensemble des revenus[1].

La distribution de fréquences de tous les bénéficiaires de revenus d'emploi par tranche de gains (tableau 2.2) présente à peu près la même forme que la distribution de fréquences des tranches de revenu total, bien qu'elle soit fondée sur un peu plus de deux millions de personnes de moins. Le revenu d'emploi moyen des bénéficiaires de gains (approximativement $5,314) était légèrement plus élevé que le revenu moyen de toutes les sources.

Voir note(s) à la page 41.

TABLEAU 2.1. Distribution des personnes(1) âgées de 15 ans et plus, par tranche de revenu total, en 1970

Tranche de revenu total	Nombre de bénéficiaires	Pourcentage du total	Pourcentage cumulé
Moins de $1,000(2)	1,874,490	16.2	16.2
$ 1,000 - $ 1,999	1,859,450	16.1	32.3
$ 2,000 - $ 3,999	2,111,965	18.2	50.5
$ 4,000 - $ 5,999	1,863,530	16.1	66.6
$ 6,000 - $ 7,999	1,569,065	13.6	80.2
$ 8,000 - $ 9,999	1,006,995	8.7	88.9
$10,000 - $14,999	895,005	7.7	96.6
$15,000 - $24,999	286,715	2.5	99.1
$25,000 et plus	105,620	0.9	100
TOTAL	11,572,790	100.0	--

-- non applicable.

(1) Ce tableau porte sur toutes les personnes qui étaient âgées de 15 ans et plus le 1er juin 1971 et qui avaient déclaré un revenu en 1970.

(2) Y compris les pertes.

Source: Recensement du Canada de 1971, données non publiées.

TABLEAU 2.2. Distribution des personnes(1) âgées de 15 ans et plus selon le sexe et la tranche de revenu d'emploi, en 1970

Tranche de revenu d'emploi	Nombre et pourcentage de bénéficiaires					
	Les deux sexes	Pourcentage du total	Hommes	Pourcentage d'hommes	Femmes	Pourcentage de femmes
Moins de $1,000	1,463,415	15.5	642,155	10.6	821,260	24.7
$ 1,000 - $ 1,999	949,735	10.1	452,115	7.4	497,620	15.0
$ 2,000 - $ 3,999	1,734,625	18.4	843,205	13.9	891,420	26.8
$ 4,000 - $ 5,999	1,737,420	18.5	1,062,455	17.4	674,965	20.3
$ 6,000 - $ 7,999	1,511,775	16.1	1,224,030	20.1	287,745	8.7
$ 8,000 - $ 9,999	914,500	9.7	822,695	13.5	91,805	2.8
$10,000 - $14,999	778,385	8.3	727,065	11.9	51,320	1.5
$15,000 - $24,999	238,670	2.5	229,165	3.8	9,505	0.3
$25,000 et plus	83,290	0.9	80,710	1.3	2,580	0.0
Total	9,411,805		6,083,595		3,328,210	

(1) Ce tableau porte sur toutes les personnes qui étaient âgées de 15 ans et plus le 1[er] juin 1971 et qui ont déclaré un revenu d'emploi en 1970.

Source: Recensement du Canada de 1971, données non publiées.

Au tableau 2.1, les plus grandes différences entre les deux distributions de fréquences apparaissent dans les tranches inférieures à $4,000, en raison de la concentration dans ces tranches des bénéficiaires de transferts publics et de pensions de retraite qui n'ont pas de revenu d'emploi.

Il existe des différences notables entre les gains des hommes et ceux des femmes. On s'en rend compte lorsqu'on étudie les distributions de fréquences des revenus d'emploi des hommes et des femmes, au tableau 2.2. Il y avait 45 % moins de femmes bénéficiaires d'un revenu d'emploi, soit 3,328,210 femmes contre 6,083,595 hommes. Le revenu d'emploi moyen des femmes (approximativement $3,162) ne représentait que 48 % de la moyenne des hommes (environ $6,574). Les gains médians des femmes se situaient à peu près à $2,775, soit une fraction encore plus faible (46 %) des gains médians des hommes, qui étaient d'environ $6,068. Plus de 50 % des hommes bénéficiaires d'un revenu d'emploi ont gagné au moins $6,000 en 1970, comparativement à seulement 13 % des femmes.

On trouvera dans le reste de ce chapitre un exposé des effets de certains facteurs sur les niveaux respectifs des gains des hommes et des femmes, ainsi qu'une comparaison des deux. Cet exposé est fondé sur les résultats empiriques de l'étude, qui sont décrits avec plus de détails aux chapitres 3 à 8.

2.2. L'influence de l'instruction sur le niveau des gains

L'influence de l'instruction sur le niveau des gains a fait l'objet de nombreuses études (qui ont été résumées par Rosen, 1977), et il a été

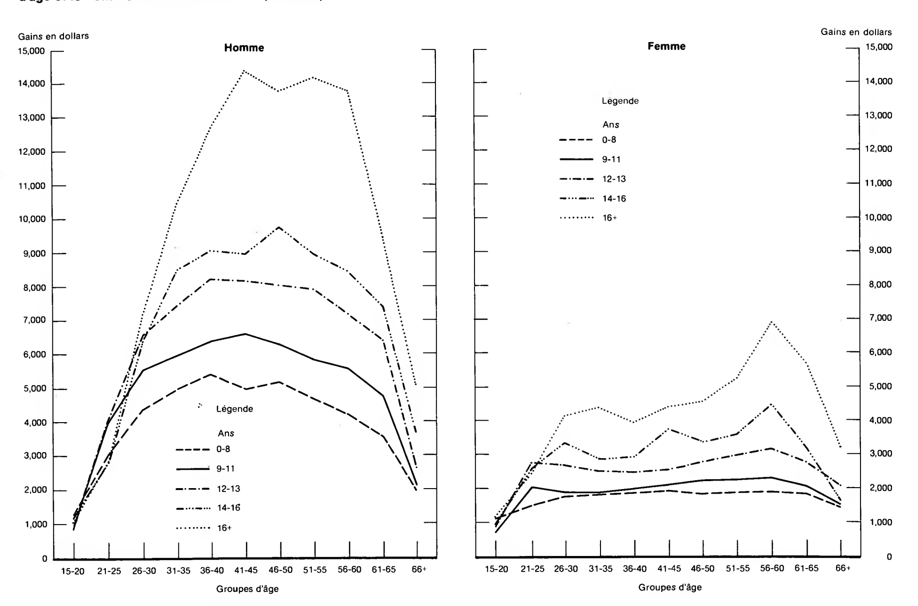
amplement démontré que des niveaux d'instruction plus élevés sont associés à des niveaux de gains plus élevés.

Les données par âge sur les gains des hommes, selon divers niveaux d'instruction (graphique 2.1), corroborent cette interprétation. La moyenne géométrique des gains des hommes ayant des niveaux d'instruction plus élevés augmente plus fortement avec l'âge que les gains des personnes ayant moins d'instruction. Pour tous les niveaux d'instruction, les gains atteignent un sommet entre 35 et 50 ans et ont par la suite tendance à diminuer à mesure que l'âge augmente.

Les données sur les gains des femmes selon l'âge et le niveau d'instruction (graphique 2.1) indiquent également que les plus hauts niveaux d'instruction sont associés à de plus hauts niveaux de gains. Les profils de gains des femmes selon l'âge et selon le niveau d'instruction diffèrent qualitativement de ceux des hommes, en ce sens qu'ils ne présentent pas la courbe harmonieuse et les sommets du milieu de la vie professionnelle que l'on retrouve dans le cas des hommes. Pour les femmes ayant 13 années de scolarité ou moins, les gains augmentent rapidement avec l'âge jusqu'à 25 ou 30 ans et stagnent par la suite; quant aux femmes ayant fait des études universitaires, les gains augmentent rapidement jusqu'à l'âge de 30 ans, demeurent assez constants entre 30 et 50 ans, puis affichent de nouveau une hausse assez rapide pour atteindre un sommet à l'âge de 60 ans. Les profils par âge des gains des hommes et des femmes diffèrent également qualitativement, dans la mesure où les sommets des gains des hommes ont tendance à être beaucoup plus élevés que ceux des femmes. En fait, le sommet des gains des hommes ayant de 0 à 8 ans de scolarité est supérieur à celui des femmes dans toutes les catégories d'instruction, exception faite de celles qui ont 16 années de scolarité et

Graphique — 2.1

Moyenne géométrique des gains de la population selon le sexe, le groupe d'âge et le nombre d'années de scolarité, Canada, 1970



Source: Recensement du Canada de 1971, fichier des bandes-échantillon à grande diffusion.

plus, et le sommet des gains des hommes ayant un diplôme d'études secondaires (12 à 13 ans de scolarité) est plus élevé que celui des femmes ayant 16 ans de scolarité (dont on présume qu'elles ont un diplôme universitaire).

Les différences qualitatives et quantitatives entre les profils des hommes et des femmes résultent en partie de deux phénomènes. Premièrement, de nombreuses femmes, particulièrement des femmes mariées, quittent la population active temporairement ou définitivement pour des raisons familiales. Par conséquent, elles ont tendance à avoir moins d'expérience que les hommes des mêmes âges. Deuxièmement, même si les femmes ne se retirent pas complètement de la population active, les mères de jeunes enfants, surtout d'âge préscolaire, travaillent souvent à temps partiel seulement. Ces différences ne sont pas prises en compte dans les profils de gains selon l'âge qui sont présentés au graphique 2.1[(2)].

La valeur d'un surcroît d'instruction, appelée taux de rendement de l'instruction, constitue un deuxième aspect du lien entre l'instruction et les gains. Dans cette étude, le taux de rendement de l'instruction est défini comme l'augmentation en pourcentage des gains qui résulterait d'une année de scolarité de plus, certains autres facteurs étant maintenus constants. Parmi les emplois les mieux rémunérés dans l'économie, beaucoup ne sont pas ouverts aux personnes ayant de faibles niveaux d'instruction: par conséquent, une meilleure instruction permet d'atteindre des gains plus élevés en donnant accès à ces emplois. Aussi est-il important de savoir si le taux de rendement de l'instruction est calculé en maintenant constants la profession et le secteur d'activité, ou s'il comprend les gains accrus liés au "changement d'emploi".

Voir note(s) à la page 41.

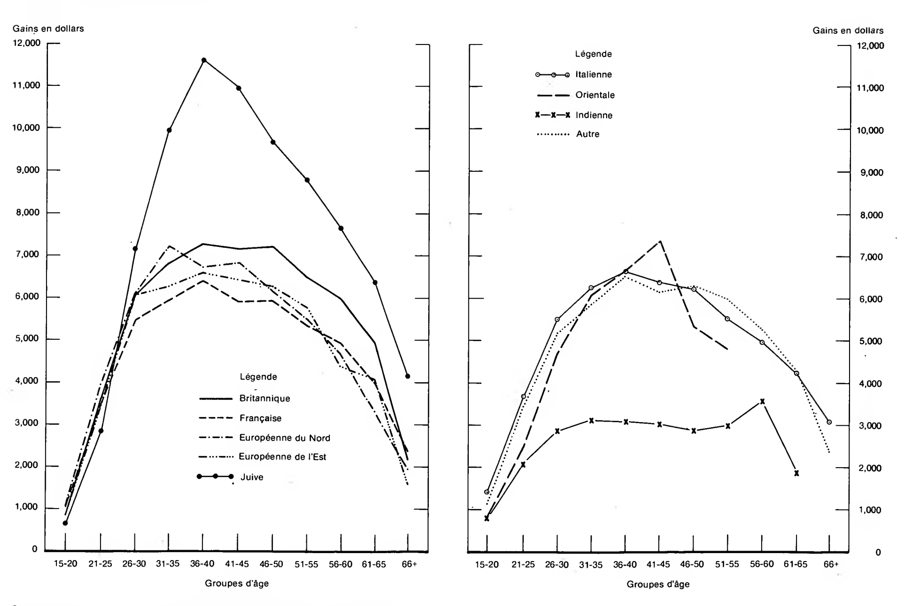
Les taux de rendement de l'instruction sont calculés pour les hommes et les femmes aux chapitres 5 et 6. D'après ces calculs, chaque année de scolarité supplémentaire augmentera les gains des hommes de 6.3 % par an et ceux des femmes de 6.4 %, lorsque le rendement de l'instruction tient compte du changement d'emploi associé à l'éducation supérieure. Si la profession et le secteur d'activité sont maintenus constants, les taux de rendement s'établissent à 5.0 % et 3.5 % respectivement pour les hommes et les femmes. Il semble donc que le changement d'emploi associé à l'instruction est plus important dans le cas des femmes que dans celui des hommes, et que si ce facteur est pris en compte dans le calcul des taux de rendement de l'instruction, les taux des hommes et des femmes sont à peu près égaux. Cependant, à l'intérieur d'une même catégorie d'emploi, des années additionnelles d'instruction donnent lieu à des augmentations de gains plus faibles chez les femmes que chez les hommes.

2.3. L'effet du groupe ethnique sur le niveau des gains

Le graphique 2.2 présente des profils de gains selon l'âge pour neuf groupes définis en fonction de caractéristiques ethniques. Des neuf groupes considérés, deux se dégagent nettement des autres. Au-delà de 30 ans, les niveaux de gains des Juifs sont beaucoup plus élevés que ceux de tout autre groupe, tandis qu'à l'autre extrémité, le groupe des Indiens autochtones affiche des niveaux de gains beaucoup plus faibles que les autres groupes. Les gains supérieurs des Juifs peuvent être attribués en partie au fait que ce groupe a de loin le plus haut niveau de scolarité (voir le chapitre 5); c'est dans ce groupe également que l'on trouve la plus forte proportion d'actifs ayant travaillé

Graphique — 2.2

Moyenne géométrique des gains des hommes selon l'origine ethnique et le groupe d'âge, Canada, 1970



Source: Recensement du Canada de 1971, fichier des bandes-échantillon à grande diffusion.

une année complète (plus de 48 semaines) en 1970 (voir le chapitre 8). Par ailleurs, les Indiens autochtones présentent le plus faible niveau de scolarité et la plus faible proportion d'actifs ayant travaillé une année entière en 1970. Par conséquent, les facteurs de motivation, qui se traduisent par le nombre d'années de fréquentation scolaire et de semaines travaillées(3), semblent jouer un rôle important dans l'explication des écarts entre les profils de gains selon l'âge de ces deux groupes et ceux des autres groupes.

L'analyse des gains des hommes présentée au chapitre 5 révèle que les différences entre les taux de rendement de l'instruction des divers groupes jouent un rôle beaucoup plus important que celles entre les niveaux d'instruction pour expliquer les écarts entre les gains. La corrélation simple qui existe entre la moyenne géométrique des gains et les niveaux d'instruction moyens de ces neuf groupes est de .59, et la corrélation simple entre les gains et les taux de rendement de l'instruction, compte tenu du changement d'emploi, est de .74. Ces deux effets ont tendance à se renforcer l'un l'autre, étant donné que les groupes ayant des taux élevés de rendement de l'instruction ont également tendance à afficher de hauts niveaux d'instruction. La corrélation simple entre le niveau d'instruction et les taux de rendement de l'instruction est de .87 lorsque les taux de rendement de l'instruction ne tiennent pas compte du changement d'emploi, et de .83 lorsqu'ils en tiennent compte.

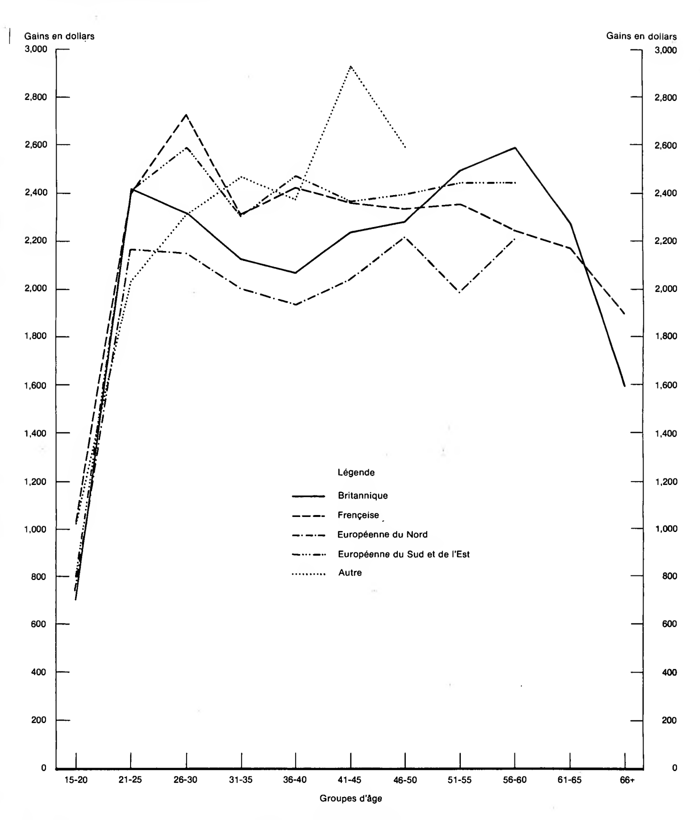
Les profils de gains des femmes selon l'âge sont illustrés au graphique 2.3 pour cinq groupes ethniques. D'après ce graphique, on n'observe pas beaucoup de variations entre les profils de gains des divers groupes. En fait, il y a certainement moins d'écarts que dans le cas des hommes. Cela est cependant attribuable, au moins en partie, au fait que les plus petits groupes ethniques ont été regroupés pour produire des

---

Voir note(s) à la page 41.

Grephique — 2.3

Moyenne géométrique des gains des femmes seion l'origine ethnique et ie groupe d'âge, Canada, 1970



Source: Recensement du Cenede de 1971, fichier des bendes-échentillon à grende diffusion.

échantillons d'une taille suffisante pour le nombre de variables analysées. L'exposé du chapitre 6 révèle que les niveaux et les taux de rendement de l'instruction varient moins d'un groupe à l'autre chez les femmes que chez les hommes. Ceci peut également résulter du plus haut niveau d'agrégation employé dans le cas des femmes.

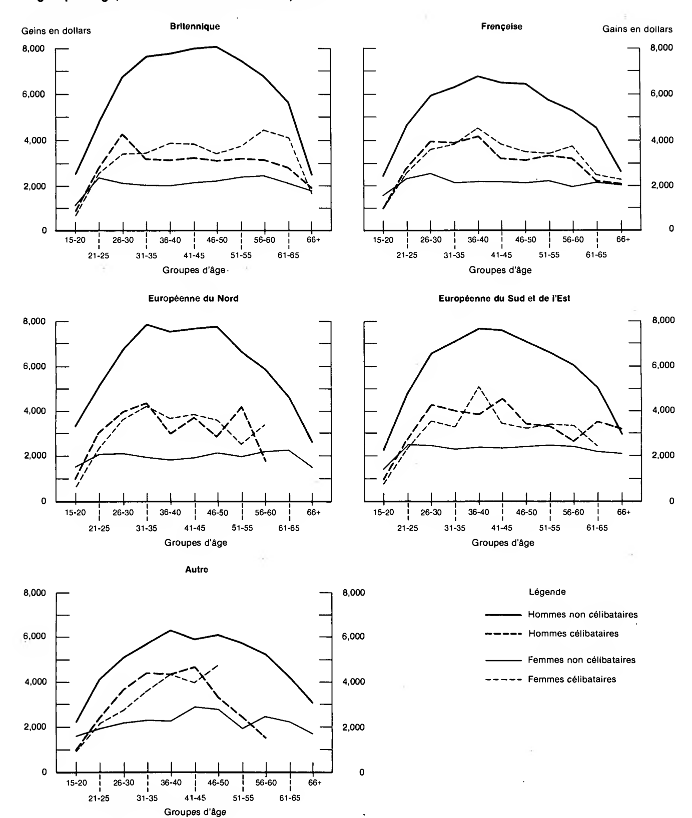
2.4. Les effets du sexe et de l'état matrimonial sur le niveau des gains

On s'est beaucoup intéressé récemment au niveau relatif des gains des femmes, par rapport à celui des hommes. Les données présentées au tableau 2.2 indiquent que les gains moyens des femmes sont généralement inférieurs à ceux des hommes, et les données du graphique 2.1 révèlent que cela se vérifie pour tous les niveaux d'instruction et tous les groupes d'âge. Cette différence s'explique, au moins en partie, par le fait que de nombreuses femmes ne travaillent pas à temps plein, particulièrement les femmes mariées et actives; or, ce facteur n'est pas considéré dans les répartitions et chiffres mentionnés ci-dessus.

On peut tenir compte partiellement de l'influence du mariage sur l'activité et sur l'expérience des femmes, en établissant une distinction entre les non-célibataires (au sens de "mariés" ou "ayant déjà été mariés") et les célibataires (au sens de "jamais mariés"). Les profils des gains des hommes et des femmes non célibataires et célibataires pour cinq groupes ethniques sont illustrés au graphique 2.4. Ces chiffres indiquent que pour les cinq groupes, les hommes non célibataires affichent des niveaux de gains substantiellement supérieurs à ceux de toutes les autres catégories de personnes et ce, à tous les âges. Les profils de gains selon l'âge des hommes et des femmes célibataires ont tendance à être très semblables pour tous les groupes ethniques, tandis que les femmes non

Graphique — 2.4

Moyenne géométrique des gains des Canadiens selon l'origine ethnique, le groupe d'âge, l'état matrimonial et le sexe, 1970



Source: Recensement du Canada de 1971, fichier des bandes-échantillon à grande diffusion.

célibataires ont tendance à enregistrer les gains les plus faibles. Une des caractéristiques des profils de gains selon l'âge des femmes non célibataires est commune à tous les groupes ethniques: dans le cas de ces femmes, les gains demeurent pratiquement constants après qu'elles aient atteint 25 ans, et cette caractéristique distingue les profils des femmes non célibataires de ceux des autres personnes.

Chez les hommes et les femmes, le mariage exerce une influence importante sur le nombre de semaines travaillées, les années de scolarité et la nature de l'emploi (temps plein ou temps partiel). En ce qui concerne ces caractéristiques, les femmes célibataires se comparent très favorablement aux hommes célibataires et non célibataires. Il peut alors être intéressant de se demander dans quelle mesure l'écart entre les gains des femmes célibataires d'une part, et ceux des hommes célibataires et non célibataires d'autre part, résulte d'une discrimination sur le marché du travail(4).

Les résultats des calculs exposés au chapitre 7 indiquent que les écarts entre les salaires et traitements des femmes célibataires et non célibataires de plus de 30 ans proviennent largement de différences entre les niveaux de caractéristiques telles que le nombre de semaines de travail, l'instruction, la situation géographique, etc., et très peu de différences entre les taux de rendement de ces caractéristiques. En d'autres termes, il n'y a pas de différence entre les structures de rémunération des femmes célibataires et des femmes non célibataires, et les plus hauts niveaux de gains des premières sont attribuables à un plus grand travail, à une meilleure scolarité, etc. Par contre, la situation est complètement renversée en ce qui concerne les hommes. Les gains supérieurs des hommes non célibataires résultent principalement de différences entre les structures de rémunération des deux groupes, les hommes non

---

Voir note(s) à la page 41.

célibataires étant mieux rémunérés que les célibataires, pour des niveaux donnés de travail, d'instruction, etc. On ne sait pas très bien si cet écart de rémunération est dû à des différences de motivation entre les deux groupes, lesquelles n'ont pas été bien prises en compte, ou d'une certaine forme de discrimination, bien que la première hypothèse semble la plus plausible.

Si l'on compare les hommes et les femmes, les célibataires ont des niveaux de salaires et de traitements à peu près égaux, bien que les caractéristiques des femmes célibataires soient relativement plus favorables que celles des hommes célibataires, ce qui a tendance à leur donner un avantage, du point de vue des gains, par rapport aux hommes célibataires. Toutefois, cet avantage est à peu près compensé par les taux de rendement plus élevés (meilleure structure de rémunération) dont bénéficient les hommes célibataires.

Si l'on compare maintenant les femmes célibataires et les hommes non célibataires, ces derniers ont un grand avantage en ce qui concerne les niveaux bruts des salaires et traitements. Les niveaux des caractéristiques de ces deux groupes sont à peu près égaux, et ni l'un ni l'autre n'en tire d'avantage substantiel quant à la rémunération. Cependant, les taux de rendement des caractéristiques sont bien supérieurs dans le cas des hommes non célibataires que dans celui des femmes célibataires, et expliquent l'écart important entre les gains de ces deux groupes.

D'autres chercheurs ont souvent attribué à la discrimination à l'égard du sexe la grande différence entre les taux de rendement des hommes et des femmes (voir le chapitre 7). Cependant, si on considère que tel est le cas, l'écart entre les taux de rendement des hommes non célibataires

et célibataires devrait lui aussi être imputé à une discrimination. Nous estimons toutefois que dans ce dernier cas, le facteur clé consiste plutôt en des différences de motivation dont il n'a pas été tenu compte suffisamment lors de l'analyse. Par conséquent, nous hésitons à poser que les différences de motivation entre les hommes non célibataires et les femmes célibataires sont sans importance, et que les écarts entre les salaires et traitements des hommes et des femmes qui découlent de différences entre les taux de rendement doivent être attribués à une discrimination fondée sur le sexe qui s'exercerait sur le plan de la rémunération. Il ne serait approprié d'imputer à la discrimination les écarts entre les taux de rendement que s'ils découlent strictement de l'attitude des employeurs et que si de tels phénomènes d'offre qui ont été omis sont sans importance.

Selon d'autres chercheurs, si les femmes sont moins bien rémunérées que les hommes, c'est principalement parce qu'elles sont systématiquement exclues des emplois les mieux rémunérés dans de grandes catégories professionnelles et industrielles (Oaxaca, 1973, p. 708). Dans la présente étude, rien ne nous a permis d'établir que ce facteur joue sur le marché du travail.

2.5. Sources d'inégalité des gains

Le degré d'inégalité de la répartition quantitative des gains est un aspect de la répartition des gains qui a fait l'objet de nombreuses recherches (voir par exemple Atkinson, 1970). La mesure du degré d'inégalité présent dans la répartition quantitative des gains est quelque peu arbitraire, et les chiffres ne sont significatifs à cet égard que lorsqu'ils servent de mesures relatives dans la comparaison du degré d'inégalité entre plusieurs distributions.

Dans la présente étude, nous nous sommes servis de l'écart-type du logarithme des gains[5] comme mesure d'inégalité des gains. D'après ce critère, la répartition quantitative des gains annuels des femmes est plus inégale que celle des hommes.

On trouvera aux chapitres 5 et 6 une analyse des sources d'inégalité entre les gains des hommes et des femmes. En ce qui concerne les femmes, sur l'ensemble des facteurs considérés, il semble que la répartition des semaines de travail soit la plus importante source d'inégalité des gains à l'intérieur d'un même groupe ethnique. Les autres facteurs sont, dans l'ordre décroissant, la distribution des années d'expérience estimées, le travail à temps partiel, et les années de scolarité. Fait surprenant, la région d'emploi n'était pas un déterminant important de l'inégalité des gains des femmes. Cela suggère qu'une fois que tous les autres facteurs ont été pris en considération, la région d'emploi en soi contribue très peu à cette inégalité.

Pour étudier les sources d'inégalité des gains chez les hommes, nous n'avons pas étudié les facteurs séparément, mais plutôt trois groupes de facteurs: effets des caractéristiques personnelles et du marché (par exemple, origine ethnique, état matrimonial, région et profession d'emploi, etc.), effets du capital humain (années de scolarité, années d'expérience, apprentissage, etc.), et effets de l'offre de travail (semaines de travail). L'analyse indique que les variations du niveau et du taux de rendement des caractéristiques personnelles et des effets du marché sont de loin les plus importantes sources d'inégalité chez les hommes; les variations du niveau et du taux de rendement du capital humain viennent en deuxième place, et les variations des semaines de travail au dernier rang.

Voir note(s) à la page 41.

À titre d'indication de l'importance relative de l'effet des semaines de travail entre les personnes, seulement 19 % de la variation des gains annuels est attribuable directement à des variations du nombre de semaines de travail, tandis que 62 % est imputable à des variations du taux hebdomadaire de salaire. Les 19 % restants découlent du fait que les personnes qui disposent de taux de salaire hebdomadaires plus élevés ont également tendance à travailler un plus grand nombre de semaines; en d'autres mots, il existe une corrélation positive entre l'effet des semaines de travail et l'effet du taux de salaire hebdomadaire.

Ce dernier est une combinaison des effets du capital humain et des effets des caractéristiques personnelles et du marché. Il n'existe aucune corrélation entre les effets des semaines de travail et ceux du capital humain, et la corrélation positive qui existe entre les effets des semaines de travail et ceux du taux de salaire hebdomadaire est entièrement attribuable à une corrélation positive entre les effets des semaines de travail et ceux des caractéristiques personnelles et du marché.

NOTES

(1) Du point de vue du bien-être économique, on se préoccupe davantage de la répartition des revenus familiaux par personne que des revenus individuels. Irvine (1978) a récemment étudié la répartition des revenus (sur toute la vie) au Canada et a découvert que ceux-ci sont mieux répartis que les revenus ou gains courants. Irvine a toutefois peu étudié les facteurs déterminants du revenu courant.

(2) Dans une large mesure, les travaux présentés aux chapitres 3 à 7 sont conçus pour analyser ces facteurs simultanément avec d'autres.

(3) On suppose que la forte proportion d'Indiens autochtones qui travaillent moins de 48 semaines est au moins en partie attribuable à un comportement délibéré d'offre de travail, et non à un chômage entièrement induit par la demande.

(4) Sur le plan de la rémunération, la discrimination fondée sur le sexe a fait l'objet de recherches considérables qui sont mentionnées au chapitre 7.

(5) En ce qui concerne les mérites de cette mesure par rapport à d'autres, voir le chapitre 3.

CHAPITRE 3

LE CADRE CONCEPTUEL

3.1. La caractérisation des distributions statistiques des gains

La présente étude vise en premier lieu à analyser les facteurs qui entraînent des différences entre les répartitions quantitatives des gains de divers groupes de personnes. Pour ce faire, il est nécessaire d'élaborer une technique permettant de décrire ou de caractériser les distributions statistiques des gains dans leur totalité, comme celles relatives aux hommes et aux femmes du tableau 2.2. Une façon de le faire (et c'est la procédure utilisée dans la présente étude) consiste à adapter une forme mathématique particulière aux distributions des fréquences observées, puis à mettre en relation les paramètres des courbes ainsi ajustées avec un ensemble de facteurs explicatifs ou causaux.

La première étape d'une telle procédure consiste à choisir une forme mathématique qui décrive les distributions statistiques des gains. Aitchison et Brown (1969, p. 108) ont suggéré de choisir cette forme fonctionnelle selon l'un ou plusieurs des quatre critères suivants:

(a) la mesure dans laquelle la forme de la fonction est compatible avec les fondements théoriques de la formation des revenus ou des gains;

(b) la facilité avec laquelle la fonction peut être utilisée dans l'analyse;

(c) la signification économique que l'on peut attacher aux paramètres estimés de la distribution; et

(d) le degré de précision avec lequel la fonction ajustée rend compte des données.

Dans la présente étude, la forme mathématique que nous avons choisie est la fonction de densité de la distribution de probabilité lognormale, qui peut simplement être définie comme la fonction de densité d'une variable aléatoire dont le logarithme suit la loi normale(1). La distribution lognormale employée ici satisfait aux trois premiers des critères précédents. Ceci découle logiquement du fait que la théorie de la détermination des gains des particuliers, qui est à la base des fonctions de gains, s'appuie sur la notion de capital humain dont nous avons parlé dans les sections précédentes. Les distributions lognormales peuvent se résumer entièrement à la moyenne et à la variance (ou l'écart-type) du logarithme des gains des particuliers, ce qui rend la fonction facile à manipuler dans l'analyse; en outre, ces paramètres ont des interprétations économiques directes. La moyenne des logarithmes est simplement le logarithme de la moyenne géométrique des gains et correspond également au logarithme des gains médians(2). Contrairement à la distribution normale qui est symétrique, la distribution lognormale a une asymétrie positive (c.-à-d. que son extrémité de droite est allongée): par conséquent, la moyenne arithmétique des gains sera supérieure à la médiane, qui à son tour sera plus élevée que le mode (c.-à-d. le "sommet" de la distribution). En fait, la moyenne géométrique et la médiane du niveau des gains sont les seules pures caractéristiques de tendance centrale pour le niveau des gains dans la distribution lognormale(3).

Dans le cas de la répartition des revenus ou des gains, la variance des logarithmes présente un intérêt particulier en ce qu'elle mesure de façon simple le degré d'inégalité des gains. Supposons que l'on veuille ordonner une série de distributions de gains en fonction du degré d'inégalité; pour ce faire, on peut utiliser n'importe quelle mesure

---

Voir note(s) à la page 59.

d'inégalité, notamment la variance des logarithmes: plus la variance des logarithmes des gains sera élevée, plus la répartition des gains sera inégale. L'égalité totale des gains (à savoir lorsque chacun perçoit les mêmes gains) sera révélée par une variance nulle[4]. Ces distributions peuvent aussi être rangées à l'aide d'un critère choisi parmi plusieurs, mais les classements ainsi effectués en fonction de différents critères peuvent malheureusement ne pas être tous identiques. Atkinson (1970) a démontré que tant que les courbes de Lorenz des distributions des gains ne se coupent pas, toutes les mesures d'inégalité qui satisfont à certains jugements de valeur simples et raisonnables à propos des effets de la distribution des revenus sur le bien-être social permettront d'obtenir les mêmes classements des distributions. Or, les courbes de Lorenz des deux distributions lognormales ne peuvent pas se couper (Aitcheson et Brown, 1969, p. 113); donc, puisque la variance des logarithmes, en tant que mesure du degré d'inégalité, satisfait aux restrictions d'Atkinson relatives à une mesure raisonnable du bien-être social, il s'ensuit que la plupart des mesures courantes d'inégalité (dont celle d'Atkinson) donnent des classements équivalents à ceux obtenus avec la variance des logarithmes, lorsque les distributions des gains à ordonner sont lognormales. En fait, on peut montrer que dans le cas des distributions lognormales, bon nombre des mesures simples d'inégalité qui sont couramment utilisées sont des fonctions strictement croissantes ou décroissantes du logarithme des gains[5].

Le quatrième et dernier critère servant au choix d'une forme mathématique est le degré de précision avec lequel la fonction rend compte des données. En un sens, il s'agit-là du critère le plus important puisque la validité de l'interprétation économique des paramètres dépend en partie

---

Voir note(s) à la page 59.

de la mesure dans laquelle les données suivent de près une distribution lognormale. Toutefois, c'est également le critère le plus difficile à évaluer puisqu'il faut l'appliquer à nouveau à chaque différente distribution de gains ou de revenus que l'on est en train d'étudier. Lyall (1968) a testé à de nombreuses reprises l'hypothèse selon laquelle les gains suivent une distribution lognormale, pour un grand nombre de distributions relatives à plus de 30 pays. Sa conclusion générale peut se résumer de la façon suivante: "La partie centrale de la distribution, entre peut-être le dixième et le quatre-vingtième percentile à partir du haut, est près d'être lognormale, mais les extrémités de la distributions contiennent trop de fréquences par rapport à la distribution lognormale" (pp. 66-67). À cause du grand nombre de distributions différentes que nous avions, nous n'avons pas essayé de tester à quel point nos distributions de fréquences sont bien représentées par une fonction de densité lognormale. Par ailleurs, les avantages qu'offrait l'utilisation de cette fonction d'après les trois premiers critères nous ont semblé suffisants pour justifier son emploi[(6)].

La section qui suit expose brièvement comment le modèle classique de capital humain et certaines de ses extensions permettent de déterminer le niveau des gains des particuliers. Le reste du chapitre est consacré à quelques problèmes conceptuels rencontrés lorsqu'on utilise une telle approche.

3.2. Fondements théoriques des fonctions de gains

Sur le plan théorique, les fonctions de gains utilisées dans la présente étude reposent sur le modèle de capital humain tel qu'il a été établi par Becker (1964) et développé par la suite par d'autres, surtout

---

Voir note(s) à la page 59.

Mincer (1974). Le modèle classique de capital humain peut s'écrire de la façon suivante,

$$Y_i = \alpha + r_s S_i + r_p f (EX_i) + v_i, \tag{3.1}$$

où Y_i représente le logarithme naturel des gains perçus par la $i^{ème}$ personne au cours d'une période donnée, S_i représente les années d'instruction de la $i^{ème}$ personne, r_s est le taux de rendement de l'investissement en instruction, r_p est le taux de rendement de l'investissement postscolaire en capital humain (formation en cours d'emploi), et v_i est un terme d'erreur statistique. Le montant de l'investissement en formation en cours d'emploi n'est pas observable et généralement considéré comme étant une fonction (souvent quadratique) du nombre d'années d'expérience dans la population active, EX_i. La constante, α, représente le pouvoir brut de gagner des personnes et est l'"aptitude innée" à percevoir un revenu sans instruction ni expérience de la population active.

L'équation 3.1 et certaines de ses variantes ont été estimées à l'aide de diverses bases de données transversales. Dans cette formulation, l'aptitude innée et les taux de rendement de l'instruction et de la formation en cours d'emploi sont considérés comme étant égaux chez toutes les personnes. Par conséquent, toutes les différences que l'on observe entre les gains des diverses personnes sont attribuées aux différences entre les montants de capital humain que possèdent ces mêmes personnes.

À l'inverse, on peut supposer que les taux de rendement varient selon les personnes et que leurs aptitudes innées sont différentes en ce qu'elles dépendent de leurs caractéristiques personnelles. Les différences

entre les taux de rendement peuvent provenir soit d'imperfections du marché (discrimination ou chances inégales), soit de différences d'aptitudes qui font que certains sont capables de faire un meilleur usage de leur capital humain accumulé. D'après l'hypothèse que le capital humain, exprimé en unité de temps, est homogène, l'équation 3.1 peut être réécrite de la façon suivante:

$$Y_i = a_i + r_i H_i, \tag{3.2}$$

où r_i est le taux de rendement de l'investissement en capital humain de la $i^{ème}$ personne, a_i est l'aptitude innée de la $i^{ème}$ personne, et H_i est un indice du niveau de capital humain exprimé en unités de temps. Aucun des termes du membre de droite de l'équation 3.2 ne sont observables. C'est pourquoi nous allons étudier ci-dessous des variables substituts pour a_i , r_i , et H_i qui permettent d'utiliser l'équation 3.2.

L'investissement en capital humain nécessite du temps de la part de celui qui investit, ainsi que des ressources du marché. Or, on dit souvent que le temps et les gains "sacrifiés" qui s'y rapportent sont les principaux éléments qui entrent dans la production de capital humain; ainsi, on peut obtenir une variable substitut pour H en se fondant sur le temps, exprimé en unités "d'équivalence scolaire", passé à accumuler H. Une telle variable substitut s'écrit:

$$H_i = S_i + \theta f\ (EX_i), \tag{3.3}$$

où S_i représente le temps consacré à l'instruction et $f(EX_i)$ est le temps consacré à la formation en cours d'emploi, qui est une fonction des années

d'expérience; Θ est un coefficient de pondération destiné à prendre en compte la possibilité que ces deux sortes d'investissement sont des substituts sur le marché du travail tout en ayant cependant des prix absolus différents.

Le flux de revenu imputable à l'aptitude innée a_i peut être approximé par:

$$a_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{J} \alpha_j Z_{ij} + e_i, \tag{3.4}$$

où les Z_{ij} sont les variables qui régissent les deux sortes de variations. La première prend en compte le fait que deux personnes qui ont la même aptitude innée et le même capital humain peuvent, dans la réalité, percevoir des revenus différents à cause d'imperfections du marché, comme la discrimination ou la segmentation géographique des marchés du travail. Le second type de variables de contrôle tente de saisir les différences innées observées sur des facteurs tels que la motivation, le dynamisme, lapeur du risque et la discipline personnelle[(7)]. Il convient de noter que la spécification de l'équation 3.4 indique que cet effet a un élément aléatoire e_i qui varie selon les personnes; ce terme d'erreur est supposé avoir une moyenne nulle et une variante constante.

On peut avancer que le taux de rendement du capital humain de la $i^{\text{ème}}$ personne dépend de plusieurs facteurs propres à cette personne. Ces facteurs ont trait soit à son aptitude à faire un usage productif de son capital humain sur le marché du travail, soit à la disponibilité et au coût d'option des montants à investir (en termes généraux, la demande et l'offre d'investissement en capital humain pour la $i^{\text{ème}}$ personne). Formulons cette dépendance de la manière ci-dessous:

Voir note(s) à la page 59.

$$r_i = \gamma_o + \sum_{k=1}^{K} \gamma_k X_{ik} + u_i, \qquad (3.5)$$

où les X_{ik} sont des variables substituts pour les variables qui influent sur le taux de rendement du capital humain[8], les γ_k sont des paramètres inconnus et u_i est un terme d'erreur statistique ayant une moyenne nulle et une variance constante[9].

Ainsi, le taux de rendement du capital humain et l'aptitude innée sont tous deux considérés comme des variables aléatoires, et tous deux renferment un élément systématique (qui dépend du niveau de certaines variables), plus une perturbation aléatoire qui varie d'une personne à l'autre. En intégrant les termes des équations 3.3, 3.4, et 3.5 dans l'équation 3.2, on peut réécrire le modèle de la façon suivante:

$$Y_i = \sum_{j=0}^{J} \alpha_j Z_{ij} + \sum_{k=0}^{K} \gamma_k X_{ik} S_i + \sum_{k=0}^{K} \lambda_k X_{ik} f(EX_i) + \varepsilon_i, \qquad (3.6)$$

où $\varepsilon_i = e_i + H_i u_i$ est un terme d'erreur combiné, $X_{io} = Z_{io} = 1$ pour tous les i, et $\lambda_k = \theta\gamma_k$. L'obtention et l'estimation de l'équation 3.6 est étudiée en détail à l'annexe B.

L'équation habituelle du capital humain 3.1 est un cas particulier du modèle plus général décrit par l'équation 3.6. Ce modèle tient compte des écarts des taux de rendement de l'instruction et de la formation en cours d'emploi (expérience) observés entre les groupes de personnes de l'échantillon qui ont des caractéristiques différentes, quant à leur origine ethnique par exemple. Pour illustrer les différences qui existent entre ces deux formulations, supposons qu'il n'y a que deux sortes de personnes dans l'échantillon: celles qui ont des caractéristiques personnelles représentées par Z_{ij} et X_{ik} , et celles qui ont des

---

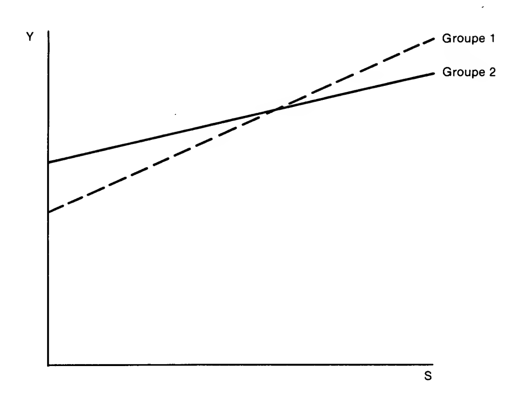
Voir note(s) à la page 59.

caractéristiques personnelles représentées par Z_{2j} et X_{2k}. En maintenant constant le niveau de l'expérience, EX*, la relation entre la variable dépendante (le logarithme des gains) et le niveau d'instruction impliqué dans l'équation 3.6 est illustrée au graphique 3.1. Le trait plein représente la relation pour, disons, un premier groupe, avec une pente de $\sum_{k=0}^{K} \gamma_k X_{1k}$ et une ordonnée à l'origine de $\sum_{j=0}^{J} \alpha_j Z_{1j} + \sum_{k=0}^{K} \lambda_k X_{1k} f(EX^*)$. Le trait en pointillés représente le deuxième groupe, et sa pente et son ordonnée à l'origine sont respectivement $\sum_{k=0}^{K} \gamma_k X_{2k}$ et $\sum_{j=0}^{J} \alpha_j Z_{2j} + \sum_{k=0}^{K} \lambda_k X_{2k} f(EX^*)$. Pour le modèle plus simple décrit par l'équation 3.1, les estimations résultantes seraient une moyenne pondérée de celles des deux groupes. Tester l'hypothèse selon laquelle ces caractéristiques personnelles n'influent pas sur le taux de rendement de l'instruction revient à tester les hypothèses nulles que $\gamma_k = 0$ pour $k = 1,2,..., K$. Si $\gamma_k = 0$ pour $k > 0$, alors γ_0 est équivalent au taux de rendement de l'instruction au sens habituel qui est lié à r_s dans l'équation 3.1. D'une façon analogue, tester l'hypothèse que les caractéristiques personnelles n'influent pas sur le niveau des gains, indépendamment des effets qu'elles ont par l'intermédiaire des variables de capital humain, revient à tester l'hypothèse nulle que $\alpha_i = 0$, $j = 1,2, ..., J$. Ainsi, il est possible sur le plan conceptuel de tester lequel des deux modèles, le modèle simple de l'équation 3.1 ou le modèle plus complexe de l'équation 3.6, est le plus approprié.

Dans le reste de ce chapitre, nous allons examiner certains des problèmes recontrés avec la méthode décrite prédédemment.

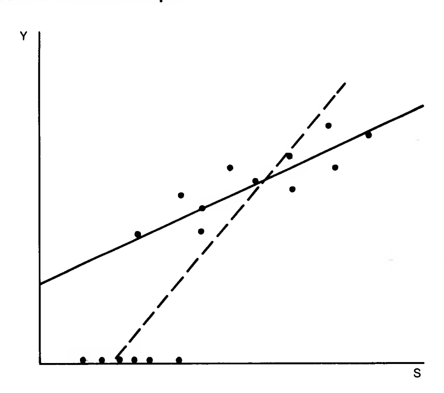
Graphique — 3.1

Comparaison des relations gains-instruction estimées pour deux groupes



Graphique — 3.2

Le problème posé par l'estimation des fonctions de gains lorsque certaines personnes ne travaillent pas



3.3. Défauts du modèle de capital humain

Dans cette section, nous allons étudier brièvement deux problèmes conceptuels posés par l'approche que nous avons adoptée pour la détermination des revenus des particuliers.

Le premier problème a trait au fait que le modèle classique de capital humain repose sur l'hypothèse que l'objectif de la personne consiste à maximiser les gains qu'elle va percevoir pendant toute sa vie et qu'elle n'accorde aucune valeur aux loisirs. Pour cette raison, les équations obtenues portent sur les gains potentiels et non sur les gains réels (Blinder, 1974, pp. 14-16)(10). On peut dès lors critiquer la spécification de la variable dépendante dans les cas où une personne ne travaille pas à plein temps ou toute l'année. Si le logarithme des gains annuels est la variable dépendante et si une personne choisit volontairement de travailler à temps partiel ou une partie de l'année seulement, il faudra alors introduire un élément tenant compte de la quantité de l'offre de travail. Les gains annuels sont égaux au nombre de semaines travaillées multiplié par la moyenne du taux hebdomaire de salaire; en prenant les logarithmes, cela donne $E = LWW + LWR$, où E, LWW, et LWR sont respectivement le logarithme des gains annuels, les semaines travaillées et le taux hebdomadaire de salaire. Il est possible de spécifier la variable dépendante de deux façons, par le logarithme des gains annuels ou le logarithme du taux hebdomadaire de salaire. Nous donnons les résultats des deux spécifications et, lorsque E a été utilisé comme variable dépendante, LWW a été inclus comme variable de contrôle(11).

Le second problème conceptuel concerne le fait que, dans l'obtention traditionnelle de l'équation des gains d'une personne à l'aide de l'approche par le capital humain, on suppose que la demande des services

---

Voir note(s) à la page 59.

de cette personne a une élasticité infinie. Même si une telle hypothèse peut être appropriée au niveau d'une personne, Osberg (1975) et Tinbergen (1975) ont remarqué que la distribution des gains de toutes les personnes d'une société dépend des niveaux relatifs de l'offre et de la demande de certains types particuliers de travaux. Pour simplifier, supposons qu'il n'y a que deux types de travail, A et B, et que tous les travailleurs relèvent de l'un ou l'autre de ces deux types en fonction de leur instruction, de leur expérience, etc. À un moment donné, la demande dérivée du type de travail A dans une région dépendra de la structure industrielle de cette même région, de la demande des biens que produisent les diverses industries ou entreprises de cette région, du niveau de capital et des taux de salaire relatifs aux deux types de travail. Des considérations analogues s'appliquent au type de travail B. L'offre des deux types de travail dans la région dépendra de la répartition du niveau de capital humain entre les personnes et des deux taux de salaire. Pour qu'il y ait équilibre, il faudra que les taux de salaire s'ajustent de façon à ce que la demande soit égale à l'offre pour chacun des deux types de travail. Ainsi, l'allure des taux de salaire d'une région dépendra des caractéristiques de la demande globale des régions, ainsi que des caractéristiques de l'offre de travail[12]. Par conséquent, certaines variables supplémentaires, que nous appelons variables d'effets du marché, ont été incluses dans les spécifications pour tenir compte des variations de la composition professionnelle et industrielle de l'économie entre les diverses régions. Les variables d'effets du marché introduites dans le modèle sont étudiées au chapitre 4; elles comprennent des éléments tels que le coefficient provincial capital/travail dans l'industrie d'emploi de la province et des variables permettant de tenir compte de la région, du

---

Voir note(s) à la page 59.

type de collectivité, ainsi que de l'industrie et de la profession d'emploi. La version élargie du modèle (c.-à-d. celle qui comprend les variables d'effets du marché) sera appelée dorénavant le modèle intégral, tandis que le modèle ne spécifiant pas ces variables sera appelé la version réduite du modèle.

3.4. La mesure de l'expérience active

Dans le modèle de capital humain, les investissements postscolaires en capital humain, effectués par l'intermédiaire de la formation en cours d'emploi, sont généralement considérés comme étant une fonction des années d'expérience dans la population active. Malheureusement, très peu de bases de données transversales du genre qui est utilisé dans cette étude comprennent des renseignements sur cette variable essentielle. La procédure type consiste, pour une personne, à définir l'expérience active potentielle comme l'âge de cette personne au moment de l'enquête moins son âge à la fin de ses études, ce dernier étant approximé par le nombre d'années de scolarité plus six. Cette notion d'expérience potentielle est alors utilisée comme variable substitut pour l'expérience réelle.

L'hypothèse fondamentale sur laquelle repose cette procédure est que la personne a travaillé de façon continue depuis qu'elle a quitté le milieu scolaire ou universitaire. Cette hypothèse peut apparaître raisonnable dans le cas des hommes, puisqu'ils ont tendance à avoir un lien assez fort avec la population active; chez les femmes par contre, le lien avec la population active a traditionnellement été beaucoup plus ténu[13]: mentionnons surtout qu'elles quittent généralement la population active après une première période d'emploi postscolaire, pour avoir des enfants

---

Voir note(s) à la page 59.

et pour les élever; elles peuvent reprendre leur activité sur le marché du travail entre les naissances, une fois que le dernier-né est assez âgé pour être pris en charge par quelqu'un d'autre si les circonstances familiales l'exigent. Plus fréquemment, dans les cas où elles reviennent au travail, elles le font d'une façon permanente lorsque leur dernier enfant fréquente régulièrement l'école ou a quitté la maison (Mincer et Polachek, 1974). Pendant ces interruptions de l'activité professionnelle, les femmes ont tendance à cesser d'investir dans le capital humain qui est prisé sur le marché du travail, tandis que le capital humain qu'elles avaient acquis avant de quitter la population active a tendance à se déprécier. C'est pourquoi la mesure de l'expérience potentielle de travail qui est utilisée pour les hommes (âge moins années d'instruction moins six) n'est pas un substitut satisfaisant à l'expérience réelle dans le cas des femmes. Par conséquent, nous avons conçu une méthode permettant d'estimer des ajustements de l'expérience active en fonction du nombre d'enfants qu'une femme a eus. La procédure se fait en deux étapes. La première étape consiste à estimer une fonction de gains du type décrit précédemment, mais en y incluant deux variables supplémentaires, le nombre d'enfants nés et le nombre d'enfants nés au carré. À partir de ces estimations, il est possible de déterminer les effets qu'auront sur les gains prévus des femmes le fait d'avoir eu un nombre donné d'enfants. On peut alors tenir compte du montant accru d'expérience active qui est nécessaire pour compenser la perte de gains due aux naissances. On interprète ceci comme l'"équivalent-expérience" du nombre d'enfants qu'a eus une femme. On utilise alors cette variable pour ajuster l'expérience potentielle et obtenir une estimation révisée de l'expérience réelle, qui est l'âge moins les années d'instruction, moins six, moins l'équivalent-expérience. Ces

estimations révisées servent alors à re-estimer les fonctions de gains. Toute cette procédure est examinée en détail à l'annexe C.

3.5. Le problème des personnes inactives

Dans cette étude, les échantillons utilisés pour estimer les modèles ont été limités aux personnes qui ont effectivement travaillé en 1970 et qui, par conséquent, ont eu des gains positifs. Cette procédure a été imposée dans une certaine mesure, parce que la variable dépendante des fonctions de gains était le logarithme des gains annuels (ou hebdomadaires) et que le logarithme de zéro n'est pas défini. Cependant, en restreignant l'échantillon aux personnes qui ont travaillé, on a introduit ce qu'on appelle un biais de sélection (Heckman, 1976b; Wales et Woodland, 1977).

Ce faisant, le problème qui se pose est qu'il y aura une tendance à sous-estimer le rendement de caractéristiques économiques telles que l'instruction; c'est ce qui apparaît au graphique 3.2, où plusieurs observations hypothétiques de gains ont été représentées en fonction du niveau d'instruction(14). Le trait plein est obtenu en estimant par les moindres carrés ordinaires la relation entre les gains et les années de scolarité, lorsque l'échantillon a été limité aux personnes qui ont eu des gains positifs; la ligne en pointillés représente une estimation fondée sur la totalité de l'échantillon. Il apparaît clairement que le "rendement estimé de l'instruction" (la pente) est bien supérieur dans le deuxième cas que dans le premier. On peut toutefois démontrer que le fait d'utiliser les moindres carrés ordinaires sur l'échantillon entier accorde un poids excessif aux personnes qui ne travaillent pas et occasionne ainsi une surestimation, alors que l'échantillon restreint induit une sous-estimation du rendement de l'instruction. Enfin, le problème est évidemment plus

---

Voir note(s) à la page 59.

grave pour les femmes que pour les hommes, du fait de la plus forte proportion des femmes qui ne travaillent pas. Heckman (1979b) et Wales et Woodland (1977) ont étudié plusieurs procédures d'estimation à appliquer à de tels cas; malheureusement, nous n'avons pas été confrontés à ce problème avant que notre étude ne soit pratiquement terminée[(15)].

Les données que nous avons utilisées dans notre étude sont examinées au chapitre suivant.

Voir note(s) à la page 59.

NOTES

(1) Plus précisément, si X est une variable aléatoire limitée à ses valeurs positives ($0 < X < \infty$) et si $Y = \ell nX$ est une variable aléatoire dont la distribution est normale, alors X est dit suivre une distribution lognormale, et la fonction de densité peut être représentée par:

$$f(X) = (2\pi\sigma^2X^2)^{-\frac{1}{2}} \exp\{-(\ell nX - \mu)^2/2\sigma^2\}$$

(2) Posons que $X_1, X_2 \ldots, X_n$ représente les gains des n bénéficiaires du groupe. La moyenne des logarithmes est définie comme $\overline{Y} = \sum_{i=1}^{n} \ell n(X_i)/n$, où ℓn est le logarithme naturel. La moyenne géométrique est définie comme l'antilogarithme de $\overline{Y}$ soit $G = \exp\{\sum_{i=1}^{n} \ell n(X_i)/n\}$. Pour la distribution lognormale, G correspond à la médiane des gains, qui est définie comme le niveau qui sépare la distribution en deux, c.-à-d. qu'exactement 50 % des bénéficiaires perçoivent des gains inférieurs à ce niveau médian et que 50 % en perçoivent plus. En d'autres termes, c'est le niveau des gains du "milieu" de la distribution. Il convient de noter que, à moins que tous les gains soient exactement égaux, G sera toujours inférieur à la moyenne arithmétique, qui est définie par $\overline{X} = \sum_{i=1}^{n} X_i/n$. La raison de cette différence est que la moyenne géométrique accorde relativement plus de poids aux faibles revenus qu'aux revenus élevés.

(3) Posons $Y = \ell nX$, où Y est une variable aléatoire normale dont la moyenne sur la population est μ_y et la variance σ_y^2. Alors la

moyenne de la population de X (c.-à-d. l'espérance mathématique de X) est donnée par $\mu_x = \exp\{\mu_y + \frac{1}{2}\sigma_y^2\}$, tandis que sa médiane est $M_e = \exp\{\mu_y\}$, et que son mode est $M_o = \exp\{\mu_y - \sigma_y^2\}$. Ainsi, la moyenne arithmétique (qui est un estimateur de μ_x) et le mode de X dépendent tous deux du degré de dispersion (σ_y^2) et de la valeur de Y. Les lecteurs intéressés par ce sujet peuvent consulter Aitcheson et Brown (1969, ch. 2) pour avoir plus de détails.

(4) Ceci peut être intituivement perçu d'après la formule permettant de calculer la variance, qui est définie par $S_Y^2 = \sum_{i=1}^{n} (\ell n X_i - \overline{Y})^2/(n-1)$, où $\overline{Y}$ est la moyenne des logarithmes des revenus. Si toutes les personnes ont les mêmes gains (c.-à-d. si $X_1 = X_2 = \ldots = X_n$, alors $\ell n X_i = \overline{Y}$ pour tous les i et $S_y^2 = 0$. Si tout le monde a des revenus qui sont relativement voisins de la moyenne, alors $(\ell n X_i - \overline{Y})$ aura tendance à être peu élevé pour toutes les personnes et S_y^2 aura tendance à être faible. Toutefois, si certaines personnes ont des gains très élevés et que d'autres en ont de très faibles par rapport à la moyenne géométrique, certains des termes du numérateur seront importants et S_Y^2 aura tendance à être élevé.

(5) D'après Aitcheson et Brown (1969, ch. 2 et 11) et à l'aide de la même notation que dans les renvois précédents, la variance (sur la population) de X est donnée par $\sigma_x^2 = (\exp\{\sigma_y^2\} - 1).\exp\{2\mu_y + \sigma_y^2\} = \mu_y^2\eta$, où $\eta = \exp\{\sigma_y^2\} - 1$ est le carré du coefficient de variation. Il est à noter que le coefficient de variation, une mesure d'inégalité qui est souvent utilisée, est une fonction croissante de la variance du logarithme et ne

dépend pas de la moyenne. D'une façon analogue, le coefficient de concentration de Gini (l'aire située entre la courbe de Lorenz et la diagonale représentant l'égalité complète) est une fonction croissante de la variance des logarithmes et est donnée par $C = 2F(\sigma_y/\sqrt{2}) - 1$, où $F(t) = \int_{-\infty}^{t} (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp\{-Z^2/2\}\, dZ$ est la distribution cumulative de probabilité d'une variable aléatoire réduite.

(6) On peut certes utiliser d'autres distributions. Metcalf (1972) s'est servi d'une distribution à trois paramètres (lognormale "décalée"), tandis que Thurow (1970) a choisi la distribution bêta pour caractériser la répartition des revenus aux États-Unis.

(7) Les variables comprises dans les Z_{ij} sont examinées au chapitre 4.

(8) Les variables comprises dans les X_{ik}, ainsi que leur justification, sont examinées au chapitre 4.

(9) La façon dont on obtient l'équation 3.5 est étudiée en détail à l'annexe A.

(10) Quelques études récentes se sont penchées sur les conséquences qu'aurait l'abandon de cette hypothèse; voir Blinder et Weiss (1974), Ghez et Becker (1975) et Heckman (1976a).

(11) Si on restreint le coefficient de LWW de façon qu'il soit égal à un, il devient équivalent de procéder à la spécification avec E ou LWR comme variable dépendante. L'inclusion de LWW comme variable de contrôle peut

occasionner un problème de biais de simultanéité, du fait que les semaines travaillées et les gains annuels sont déterminés de façon simultanée. Cependant, utiliser LWR comme variable dépendante entraînera une erreur de spécification si le coefficient de LWW est différent de l'unité. Sur le plan conceptuel, la solution consisterait à estimer un système d'équation qui expliquerait simultanément les semaines travaillées et le taux de salaire. Nous n'avons pas essayé de procéder à ce raffinement, car l'ensemble de données utilsées dans la présente étude rendait difficile une telle procédure (voir le chapitre 4).

(12) Sous forme symbolique, la demande du type de travail k peut être représentée par

$$D^k = G^k(W^A, W^B, [K_{ij}], [P_{ij}]),$$

où W^A et W^B sont les taux de salaire, où $[K_{ij}]$ est un vecteur dont les éléments représentent les stocks de capital de la firme j de l'industrie i, et où $[P_{ij}]$ est un vecteur des prix des produits traduisant les conditions de la demande finale. L'offre de travail du genre k peut être présentée par

$$S^k = J^k (W^A, W^B [H]),$$

où $[H]$ est un vecteur des caractéristiques de capital humain et des autres caractéristiques personnelles, spécifié pour les personnes de la région. Pour qu'il y ait équilibre, il faut que $S^k = D^k$ pour k = A, B. Ainsi, les taux de salaire sont déterminés de façon simultanée. En

traitant les taux de salaire comme des fonctions des variables exogènes, on obtient des équations de forme réduite qui comprennent les variables de capital humain et d'autres caractéristiques, du côté de l'offre, ainsi que des indicateurs du niveau de capitalisation et de la structure industrielle de la région, du côté de la demande.

(13) On peut s'en rendre compte d'après, par ex., le nombre médian d'années dans la population active selon le sexe et pour différents groupes d'âge, tel que le publie Statistique Canada (n° 13-557 au catalogue, tableau C).

(14) Ce sont les gains réels qui ont été représentés, car le logarithme des gains nuls des non-travailleurs n'est pas défini.

(15) Nous remercions la personne qui, en revoyant une première ébauche de cette étude, a attiré notre attention sur ce problème.

CHAPITRE 4

LES DONNÉES ET LES VARIABLES

Cette étude repose essentiellement sur les réponses fournies en juin 1971 aux questionnaires du recensement dans leur version complète (non abrégée). Ces données ont été extraites du fichier des particuliers des bandes-échantillon à grande diffusion (recensement de 1971) qui représente un échantillon au centième des Canadiens. Les analyses sont fondées sur des sous-ensembles d'hommes et de femmes qui satisfaisaient aux critères suivants:

(a) ils avaient plus de 14 ans en juin 1971;

(b) ils étaient nés au Canada ou y avaient émigré avant 1971;

(c) ils ne vivaient pas dans l'Île-du-Prince-Édouard, au Yukon ou dans les Territoires du Nord-Ouest en juin 1971;

(d) ils n'étaient pas des travailleurs familiaux non rémunérés durant la dernière semaine de mai 1971 (si la personne était en chômage cette semaine-là, son statut est déterminé par l'emploi occupé le plus longtemps à partir du 1er janvier 1970);

(e) ils avaient travaillé et avaient perçu un revenu d'emploi positif en 1970;

(f) ils n'avaient pas perçu de salaires, traitements ou revenus d'emploi autonome dépassant $74,999 en 1970 (dans le cas des femmes habitant dans les provinces maritimes, la limite était de $49,999); et

(g) ils avaient déclaré un secteur d'activité d'emploi et une profession identifiables.

Les échantillons qui en on résulté comptaient 54,168 hommes et 31,481 femmes (1).

Les données sur les caractéristiques personnelles sont tirées des bandes-échantillon à grande diffusion. Nous nous sommes également servi d'autres données publiées et non publiées de Statistique Canada pour construire les variables relatives aux milieux de travail et d'éducation qui ne sont pas particuliers aux personnes considérées.

Toutes les variables employées dans les analyses ont été choisies en fonction du modèle théorique présenté au chapitre précédent: soit elles représentent directement l'une des constructions théoriques qui ont été élaborées, soit elles en sont des substituts indirects ou partiels. En dépit de leur richesse en variables, les bandes-échantillon ont un certain nombre de faiblesses en tant que base de données, qui limitent l'aptitude du chercheur à expliquer les variations entre les revenus des particuliers. Ces faiblesses influent sur le choix de la méthode analytique employée, comme sur la précision avec laquelle les variables fondées sur les données réelles représentent les variables théoriques du modèle. À cet égard, les deux plus importantes faiblesses des bandes-échantillon sont premièrement la nature des catégories relatives à certaines variables clés, et deuxièmement, la correspondance douteuse entre l'activité produisant les gains déclarés et l'activité décrite par les données. En ce qui concerne la première, les catégories brutes sous lesquelles les semaines travaillées et les heures normalement travaillées par semaine sont présentées ne

---

Voir note(s) à la page 89.

permettent pas de construire des variables de taux de salaire et d'offre de travail qui soient assez précises pour estimer des modèles à équations simultanées. En ce qui concerne la dernière, les renseignements sur la profession, le secteur d'activité, le statut professionnel et les heures normalement travaillées par semaine portent en majeure partie sur les emplois occupés au cours de la dernière semaine du mois de mai 1971[(2)], tandis que les gains annuels déclarés portent sur 1970. L'emploi occupé en mai 1971 peut ne pas être le même que celui qui a produit le gros des gains en 1970, ce qui introduit par conséquent une erreur de mesure significative dans l'analyse.

En raison de la nature des données, nombre des variables employées dans l'analyse sont des variables indicatives ou dichotomiques, par opposition aux variables continues. Les variables dichotomiques prennent la valeur un si la personne appartient à une catégorie particulière et la valeur zéro autrement. Par exemple, un ensemble de variables dichotomiques a été défini pour prendre en compte les cinq régions du pays: si une personne vivait dans les Maritimes, la variable dichotomique des Maritimes prenait la valeur un et les variables dichotomiques des autres régions prenaient la valeur zéro pour cette personne. Lorsqu'une série de variables dichotomiques forme un ensemble exhaustif de catégories, un membre de l'ensemble doit être exclu de l'équation pour des raisons mathématiques[(3)]. Par conséquent, on n'a besoin que de quatre variables dichotomiques pour décrire les cinq régions géographiques. Le coefficient d'une variable dichotomique donnée est interprété comme la différence d'ordonnée à l'origine entre cette catégorie et la catégorie exclue. Si l'on reprend l'exemple des régions, des variables dichotomiques ont été codées pour les Maritimes, le Québec, l'Ontario et les Prairies; la

Voir note(s) à la page 89.

Colombie-Britannique était la région exclue. Ainsi, le coefficient estimé de la variable du Québec, par exemple, est interprété comme la différence prévue de la variable dépendante entre le Québec et la Colombie-Britannique, lorsque tous les autres facteurs sont tenus constants. Étant donné qu'il est arithmétiquement toujours possible de calculer l'ensemble de coefficients qui résulterait de l'exclusion d'une variable dichotomique pour une catégorie différente, le choix de la catégorie à exclure est arbitraire et est normalement fait en fonction de la commodité de l'exposé.

Le reste de ce chapitre présente les variables de base utilisées dans les analyses, qui figurent également à l'annexe D avec la notation qui les identifie et une courte définition. Les variables d'interaction qui sont formées en multipliant des variables de base ne sont pas mentionnées ici.

4.1. Variables dépendantes

Deux variables dépendantes sont employées dans les analyses dans presque toute cette étude. La première, E, est le logarithme naturel du revenu annuel gagné -- c.-à-d., le revenu tiré de salaires et de traitements, plus le revenu au titre d'un emploi autonome. Le revenu de salaires et de traitements est brut de déductions et comprend les soldes et les indemnités militaires, les pourboires, les commissions et les primes, ainsi que les rémunérations à la pièce. Le revenu d'un emploi autonome comprend le revenu agricole (net des amortissements et des frais d'exploitation) et les revenus tirés d'une entreprise ou de l'exercice d'une profession libérale (nets des dépenses d'exploitation). La deuxième variable dépendante (LWR) est le logarithme naturel du taux implicite de salaire hebdomadaire, ce taux étant obtenu en divisant le revenu annuel

gagné par le nombre de semaines travaillées en 1970. Étant donné que les semaines travaillées sont présentées par catégorie (0, 1-13, 14-26, 27-39, 40-48, et 49-52 semaines) dans les bandes-échantillon, elles ont d'abord été transformées en une variable continue en attribuant à chaque catégorie sa valeur centrale. Les personnes qui n'ont pas travaillé du tout en 1970 (c.-à-d. celles pour lesquelles le code des semaines travaillées est zéro) ont été exclues de l'échantillon.

On trouvera au chapitre 7 une comparaison des gains entre les deux sexes. Dans cette analyse, les gains d'emplois autonomes sont exclus de la variable dépendante étant donné que l'une des principales questions étudiées est la mesure dans laquelle il y a discrimination selon le sexe sur le plan des salaires et traitements. Les revenus tirés d'un emploi autonome ont par conséquent été exclus puisqu'ils ne refléteraient probablement pas une discrimination de la même manière que les salaires et traitements.

4.2. Variables indépendantes

Pour la commodité de l'exposé, toutes les variables explicatives fondamentales ont été groupées sous trois titres distincts -- caractéristiques personnelles, effets du marché, et caractéristiques du capital humain. Nous reconnaissons que cette classification peut ne pas être entièrement justifiable au niveau théorique. Lorsqu'il est possible de critiquer la décision d'avoir affecté une variable particulière à un groupe donné, on demande au lecteur de l'accepter au nom de considérations pratiques.

Les variables de caractéristiques personnelles et d'effets du marché correspondent aux variables Z dont on parle au chapitre 3. En outre, certaines de ces variables ont des répercussions sur l'accumulation

de capital humain ou sur son taux de rendement et, par conséquent, servent aussi de variables X. Une telle utilisation double est indiquée lors de l'analyse de la variable en question.

4.3. Variables de caractéristiques personnelles

4.3.1. Groupe ethnique

L'ensemble de groupes ethniques utilisé dans l'analyse des gains des hommes diffère de celui employé pour les femmes. Dans le cas des hommes, on a défini neuf variables dichotomiques pour 10 groupes, tirés de la zone des bandes-échantillon relative aux groupes ethniques ou culturels, de façon à représenter les groupes qui sont les plus susceptibles d'expliquer les différences entre les gains des personnes. On vise ici à appréhender les principales différences de comportement sur le marché du travail qui sont induites par la culture, ainsi que les principales victimes de la discrimination sur ce marché, et non à déterminer les groupes ethniques numériquement les plus importants au Canada. Les catégories employées dans l'analyse relative aux hommes se composent de ceux qui, pour leur origine ethnique, ont déclaré être: Français (ETH1), Noirs ou Antillais (ETH2), Européens du Nord - Autrichiens, Finnois, Allemands, Hollandais ou autres Scandinaves (ETH3), Européens de l'Est - Tchèques, Hongrois, Polonais, Russes, Slovaques ou Ukrainiens (ETH4), Italiens (ETH5), Juifs (ETH6), Orientaux - Chinois ou Japonais (ETH7), Indiens autochtones (ETH8), plus une catégorie résiduelle, Origine ethnique autre ou inconnue (ETH9). Les personnes d'origine britannique constituent la catégorie exclue.

Dans le cas des femmes, ces 10 catégories ont été agrégées en cinq groupes: les catégories Britanniques, Français et Européens du Nord sont demeurées les mêmes; les groupes Européens de l'Est, Italiens et Juifs ont

été combinés pour constituer un groupe appelé Européens de l'Est et du Sud. Les femmes noires ou antillaises, orientales, indiennes autochtones et d'origine autre ou inconnue ont été groupées dans une catégorie intitulée Autre.

En plus d'avoir un effet direct sur les gains, et par conséquent de figurer parmi les variables Z mentionnées au chapitre 3, on suppose que ces variables dichotomiques ethniques influent indirectement sur les gains par leurs effets sur les taux de rendement de l'instruction et de l'expérience. En tant que telles, elles figurent également parmi les X.

4.3.2. État matrimonial

Il semble raisonnable de s'attendre à ce que le fait d'être marié, et par conséquent d'avoir une famille, incite un homme à accroître ses gains, contrairement au fait d'être célibataire. Dans le cas d'une femme, le mariage peut réduire le besoin de revenus par rapport au célibat. Par contre, on ne sait pas si le fait d'être veuf, divorcé ou séparé augmente ou diminue le besoin de revenus, à cause de l'éventuelle présence d'enfants d'une part, et de la possibilité de paiements d'assurances ou de pensions alimentaires d'autre part. En vue d'appréhender ces effets de motivation associés à l'état matrimonial, les codes de l'état matrimonial des bandes-échantillon ont été groupés en deux variables dichotomiques - c.-à-d. les personnes mariées en juin 1971 (MS1), et les personne alors veuves, divorcées ou séparées (MS2), les célibataires constituant la catégorie exclue. Une catégorie non célibataire (EM) a également été employée pour les femmes.

Le fait d'être chef de famille, et par conséquent d'avoir les responsabilités économiques inhérentes à ce statut, ne peut pas être défini uniquement par un recoupement entre le sexe et l'état matrimonial. Les personnes veuves, divorcées ou séparées peuvent avoir des enfants vivant

avec elles, les hommes et les femmes célibataires peuvent vivre avec leur enfant naturel, avec un enfant en tutelle ou avec un pupille de moins de 21 ans. Pour saisir l'incitation à accroître ses gains qui est associée à ces situations de responsabilité, une variable dichotomique (HH) a également été introduite dans les analyses; elle prend la valeur un lorsque la personne est chef d'une famille de recensement et la valeur zéro dans les autres cas.

Le moment du mariage a vraisemblablement un effet important sur le niveau d'instruction atteint, et par conséquent sur les gains observés. Le mariage est susceptible d'augmenter le coût d'option (ou la désutilité) du temps consacré aux études, surtout dans le cas des hommes[(4)]. Généralement, les personnes mariées ne poursuivent les leurs que si le taux de rendement en est relativement élevé. On peut par conséquent s'attendre à ce que le taux de rendement de l'instruction de ceux qui se sont mariés avant d'avoir terminé leurs études à temps plein soit supérieur à celui de ceux qui se sont mariés après. Pour appréhender ce phénomène, on a ajouté une variable dichotomique (MIS) qui prend la valeur un si l'âge de la personne à son premier mariage (d'après la zone correspondante des bandes-échantillon) était égal ou inférieur au nombre d'années de fréquentation scolaire plus six. La variable MIS appartient indéniablement aux variables X, mais puisqu'elle peut servir de variable substitut pour les caractéristiques ayant un effet direct sur les gains, elle figure également parmi les variables Z.

4.3.3. Bilinguisme

On peut considérer que l'aptitude à parler les deux langues officielles (le français et l'anglais), par opposition à une seule d'entre elles, permet de réaliser des gains plus élevés. En ce qui concerne les Canadiens français, la connaissance de l'anglais a historiquement été

Voir note(s) à la page 89.

nécessaire pour avoir accès aux emplois les mieux rémunérés. Plus récemment, le fait que les Canadiens français aient de plus en plus demandé à être servis dans leur propre langue et qu'une politique vise à rendre la Fonction publique effectivement bilingue, a fait que de nombreux anglophones doivent maintenant avoir une connaissance pratique du français pour progresser dans leur carrière. En outre, le fait d'avoir appris une autre langue pour se trouver plus facilement du travail peut être associé aux caractéristiques de motivation qui mènent finalement à des gains plus élevés. Pour tenir compte de tels phénomènes, une variable dichotomique (LNO2) a été ajoutée à l'analyse; elle prend la valeur un si la personne sait à la fois l'anglais et le français, et la valeur zéro dans les autres cas.

4.3.4. Migration

L'émigration peut être considérée comme un investissement en capital humain (Sjaastad 1962); on peut cependant l'analyser également dans un contexte plus psychologique et sociologique. On peut présumer qu'une personne qui change de pays ou qui change de région à l'intérieur d'un même pays est davantage portée à réussir et à accepter les risques et l'incertitude que les personnes sédentaires: or, toutes choses égales par ailleurs, le goût de la réussite et l'acceptation des risques devraient produire des gains plus élevés. Cependant, l'immigrant nouvellement arrivé fait vraisemblablement face à des obstacles linguistiques et culturels qui ont tendance à diminuer ses gains. Avec le temps, on peut s'attendre à ce que l'immigrant s'assimile de plus en plus à la société canadienne, ce qui provoque un applanissement de ces difficultés et par conséquent une augmentation des gains (Porter, 1965, chapitre II).

On a utilisé cinq variables dichotomiques pour tenter d'appréhender ces effets contradictoires de l'immigration sur les gains. Une des variables, MIG, prend la valeur un si la personne vivait en dehors du Canada en 1966. Une autre variable porte sur la migration interne: IMIG prend la valeur un si la personne vivait dans une autre province ou un autre comté au Canada en 1966. Ces deux variables sont construites à partir de la zone des bandes-échantillon relative à la résidence au 1er juin. Un autre ensemble de trois variables, construit à partir de la zone de la période d'immigration, sert à distinguer les personnes nées au Canada de celles qui sont nées à l'étranger et à indiquer le moment de l'immigration. Si une personne a immigré au Canada avant 1946, la variable PIM1 prend la valeur un; si l'immigration a eu lieu entre 1946 et 1966, la variable PIM2 est égale à un, et si elle a eu lieu entre 1961 et 1970, la variable PIM3 est égale à un. Les personnes nées au Canada constituent la catégorie exclue.

4.3.5. Emploi autonome

Abstraction faite des occasions qui peuvent survenir, les traits de personnalité qui incitent une personne à préférer travailler pour son propre compte (plutôt que d'être employée) ont tendance à engendrer des gains systématiquement plus élevés ou moins élevés. Une personne qui préfère être son propre patron peut être plus entreprenante, plus assurée ou plus innovatrice ou moins soucieuse du risque que celle qui préfère travailler pour quelqu'un d'autre, et ces traits de caractère sont normalement liés à des gains plus élevés. D'un autre côté, certaines personnes peuvent choisir de travailler pour leur propre compte en raison de la liberté que cela leur laisse quant aux heures de loisirs et on peut

s'attendre à des gains inférieurs de leur part. Dans l'un et l'autre cas, il devient nécessaire d'inclure une variable relative à l'emploi autonome (SE) dans l'explication des gains; cette variable est construite directement à partir de la zone du statut professionnel des bandes-échantillon et prend la valeur un si la personne possède l'entreprise (constituée ou non en société) pour laquelle elle travaille, et la valeur zéro si cette personne travaille seulement contre salaire, traitement, pourboire ou commission. On peut présumer que les traits de personnalité des travailleurs indépendants influent sur les gains d'une manière directe, ce qui place l'emploi autonome dans la catégorie des variables Z, mais aussi indirecte par le truchement du taux de rendement du capital humain, ce qui le place aussi dans la catégorie des variables X.

4.3.6. Offre de travail

Les gains annuels peuvent être considérés comme le produit du taux de salaire hebdomadaire et du nombre de semaines travaillées par année, et le taux de salaire hebdomadaire peut être considéré comme le produit d'un taux de salaire horaire et du nombre d'heures généralement travaillées par semaine. Par conséquent, les variations du nombre d'heures généralement travaillées par semaine, du nombre de semaines travaillées par an et des taux de gains entraîneront des variations correspondantes des gains annuels. Étant donné que d'après la théorie économique, les heures et les semaines de travail offertes dépendront, entre autres, des taux correspondants de salaire horaire et hebdomadaire, une analyse complète des gains annuels devrait expliquer simultanément la quantité de travail offerte et le taux de salaire. Malheureusement, la forme des données des bandes-échantillon ne permet pas d'effectuer des estimations simultanées.

permet de tester la proposition implicite dans l'estimation du modèle des taux de salaire hebdomadaires, à savoir que le coefficient de LWW prend la valeur un dans le modèle des gains annuels.

4.4. Variables d'effets du marché

4.4.1. Situation géographique

Lorsque la main-d'oeuvre n'est pas totalement mobile géographiquement, les déplacements de main-d'oeuvre des régions à salaires réels faibles vers les régions à salaires réels élevés n'éliminent pas les écarts des salaires entre régions pour des niveaux donnés de compétence. Les écarts de salaires réels résultant de différences entre la demande et l'offre de main-d'oeuvre à l'intérieur des marchés du travail régionaux et locaux ont tendance à se maintenir durant de longues périodes. Même dans les cas où une mobilité parfaite de la main-d'oeuvre aurait tendance à niveler les taux réels de salaire au coût de migration près, les différences qui existent entre les éléments de qualité de la vie au sens large et le coût de la vie de chaque région et de chaque collectivité empêchent l'égalisation relative des taux de salaire nominaux.

Par conséquent, la situation géographique a vraisemblablement un effet indépendant sur les gains nominaux observés après que tous les autres facteurs aient été considérés. Deux ensembles de variables dichotomiques servent à tenir compte des effets de la situation géographique aux fins de l'analyse, l'un pour la région et l'autre pour le genre de collectivité. Quatre variables dichotomiques régionales ont été construites à partir de la zone du code géographique et représentent les divisions régionales les plus fréquemment utilisées au Canada -- les provinces maritimes (REG1), le

Pour contourner ce problème, des variables dichotomiques pour les heures normalement travaillées par semaine ont été introduites dans les équations des gains hebdomadaires et annuels, et une variable continue tenant compte des semaines travaillées a été introduite dans l'équation des gains annuels.

En ce qui concerne les heures normalement travaillées par semaine, on a considéré que la durée normale était de 35 à 44 heures: pour les personnes ayant travaillé moins d'heures, une variable d'heures de temps partiel (PTHRS) est codée un et pour les personnes ayant travaillé plus de 44 heures, une variable d'heures supplémentaires (OTHRS) est codée un. Étant donné que la zone des heures normalement travaillées sur laquelle ces variables ont été fondées porte sur la semaine précédant le recensement (ou, dans le cas des personnes en chômage durant cette semaine, sur l'emploi occupé pendant le plus longtemps après le 1er janvier 1970), on s'est servi d'une variable de rechange pour les semaines de temps partiel (TM1), établie d'après la zone de l'activité de travail en 1970[(5)].

La variable continue des semaines travaillées (LWW) a été construite à partir des catégories contenues dans la zone des bandes-échantillon relative aux semaines travaillées en 1970, de la façon suivante:

1-13 semaines: $LWW = \ell n\ 7$,
14-26 semaines: $LWW = \ell n\ 20$,
27-39 semaines: $LWW = \ell n\ 33$,
40-48 semaines: $LWW = \ell n\ 44$,
49-52 semaines: $LWW = \ell n\ 51$.

On s'est servi des logarithmes pour assurer la cohérence avec la variable dépendante dans les équations sur les taux de salaire hebdomadaire (LWR), qui est équivalente à la différence entre les logarithmes des gains annuels et des semaines travaillées (c.-à-d., LWR = E - LWW). Cette spécification

Voir note(s) à la page 89.

Québec (REG2), l'Ontario (REG3) et les provinces des Prairies (REG4), la Colombie-Britannique servant de région de référence. Le genre de collectivité est décrit au moyen de trois variables dichotomiques tirées directement de la zone du lieu de résidence en 1971. Ce sont: régions urbaines de 30,000 habitants ou plus (RES1), régions rurales non agricoles (RES2), et régions rurales agricoles (RES3). La catégorie exclue est celle des régions urbaines de moins de 30,000 habitants.

4.4.2. Profession

La profession des gens donne une idée générale de leur travail. Les mouvements entre professions sont plus ou moins limités par les diverses conditions d'admissibilité de chaque profession, en matière de compétences et de connaissances, ainsi que par des barrières institutionnelles comme l'obtention de permis et d'accréditations. Par conséquent, au niveau national comme au niveau local, chaque profession ou groupe de professions apparentées (telles qu'elles sont définies par les compétences et connaissances requises) peut être considéré comme un sous-marché du travail distinct. Étant donné les limites imposées à la mobilité entre ces sous-marchés, on peut s'attendre à des écarts systématiques entre les gains nominaux des diverses professions, reflets des différences entre les situations de demande et les conditions de travail qui caractérisent ces sous-marchés professionnels. À cet égard, un ensemble de 16 variables dichotomiques a été défini directement[6] à partir de la zone des bandes-échantillon relative à la profession, pour apréhender ces effets de marché au niveau national; on a de plus employé une variable continue représentant l'interaction de la province et de la profession, pour tenir compte des différences entre les régions sur le plan de la demande de main-d'oeuvre et des conditions de travail.

Voir note(s) à la page 89.

Ces variables dichotomiques représentent des groupes de professions raisonnablement homogènes quant au genre de travail[7]. Ce sont: Direction, administration et professions assimilées (OC1), Sciences naturelles, techniques et mathématiques (OC2), Sciences sociales et secteurs connexes (OC3), Clergé (OC4), Enseignement et professions assimilées (OC5), Médecine et santé (OC6), Arts, littérature, loisirs et secteurs connexes (OC7), Autres professions (OC8)[8], Vente (OC9); Services (OC10), Agriculture, horticulture et élevage (OC11), Autres professions du secteur primaire - pêche, chasse, piégeage, exploitation forestière et minière (OC12), Transformation (OC13), Usinage, fabrication, montage et réparation (OC14), Bâtiment (OC15), et Transports (OC16). La catégorie exclue est celle du travail administratif.

Les variables continues utilisées pour saisir les différences interrégionales qui existent sur le plan des conditions du marché du travail à l'égard des diverses professions sont les moyennes des gains des hommes et des femmes en 1970, pour la profession de chaque personne dans sa province de résidence (WAGE)[9]. Il est également à noter qu'au niveau de la province, la variable WAGE peut être considérée comme une variable substitut pour les conditions d'offre et de demande qui font que la profession d'une personne est bien ou mal rémunérée dans sa province de résidence.

4.4.3. Secteur d'activité

La demande d'un type particulier de main-d'oeuvre est une demande dérivée, dépendante des caractéristiques des processus de production qui emploient cette main-d'oeuvre, des prix des produits issus de ces processus (et par voie de conséquence, des conditions d'offre et de demande de ces produits), et du volume des autres entrées utilisées pour les produire.

Voir note(s) à la page 89.

Les variables liées à la profession devraient normalement permettre de prendre en compte ces facteurs déterminants de la demande, tandis que celles liées à la région et au genre de collectivité devraient appréhender les autres. Le gros des facteurs qui restent sont vraisemblablement associés au secteur d'activité dans lequel une personne est employée. Par conséquent, un ensemble de variables dichotomiques tirées directement de la zone des secteurs d'activité des bandes-échantillon a été ajouté à l'analyse. Il s'agit des variables suivantes: Agriculture (IN1), Exploitation forestière (IN2), Pêche et piégeage (IN3), Mines, broyage, carrières et puits de pétrole (IN4), Bâtiment et travaux publics (IN5), Transports, communications et autres services publics (IN6), Commerce (IN7); Finances, assurances et affaires immobilières (IN8), Services socio-culturels, commerciaux et personnels (IN9), et Administration publique et défense (IN10). Le secteur des Industries manufacturières constitue la catégorie exclue.

Cette classification industrielle est assez restreinte: elle rassemble parfois des genres d'activités productrices très différentes, dont la production finale et la composition des entrées intermédiaires varient d'un endroit à l'autre. C'est pourquoi les variables dichotomiques des secteurs d'activité ont été complétées par une interaction entre secteurs d'activité et provinces, en introduisant une variable continue qui mesure le coefficient capital/travail du secteur d'activité d'emploi dans la province de résidence en 1970 (KLR) [(10)]. En plus d'offrir un moyen commode de tenir compte de l'interaction entre le secteur d'activité et la province, l'effet du coefficient capital/travail sur les gains a une interprétation économique directe: généralement, plus il y aura de capital par travailleur à un poste de travail donné, plus la productivité

Voir note(s) à la page 89.

du travailleur sera élevée, donc plus la demande de ses services sera grande, et par conséquent, plus son salaire sera élevé, toutes choses égales par ailleurs.

Tout comme on prévoit que l'intensité capitalistique d'un poste de travail donné influe directement sur la productivité et les gains d'un travailleur, on peut s'attendre à ce qu'elle influe également sur la rentabilité du temps consacré à la formation en cours d'emploi (expérience). Afin de prendre en compte ces effets indirects sur les gains, la variable KLR est combinée aux variables d'expérience sous la forme d'interactions.

4.5. Caractéristiques du capital humain

4.5.1. Instruction

Comme nous l'avons mentionné au chapitre précédent, la plupart des personnes acquièrent à l'école ou au travail les compétences et connaissances qui constituent leur capital humain "négociable". Cette étude emploie un certain nombre de variables pour décrire le capital humain acquis à l'école par une personne. On se sert de variables dichotomiques pour décrire de grandes catégories de niveaux d'instruction, et indiquer si cette formation est surtout académique ou professionnelle. Des variables continues mesurent le nombre d'années de scolarité réellement faites et la qualité de l'enseignement reçu.

La principale variable utilisée pour le niveau d'instruction dans cette étude est la variable YSCH. Il s'agit d'une variable continue qui mesure les années de scolarité et elle est tirée de trois zones de données des bandes-échantillon: niveau d'instruction, durée du cours ou de l'apprentissage, et lieu d'obtention du grade primaire ou secondaire le

plus élevé. En ce qui concerne les plus hauts niveaux d'instruction en deçà du niveau universitaire, un nombre donné d'années de fréquentation scolaire est affecté à chaque code de la zone du niveau de scolarité, de la façon suivante:

Pas d'instruction	YSCH = 0.0 ans
Moins que 5e année	YSCH = 2.5 ans
5e à 8e année	YSCH = 6.5 ans
9e à 10e année	YSCH = 9.5 ans
11e année	YSCH = 11.0 ans
12e année	YSCH = 12.0 ans
13e année	YSCH = 13.0 ans.

Étant donné que le nombre d'années requises pour obtenir l'"immatriculation senior" et un baccalauréat varie d'une province à l'autre, il a fallu employer une méthode plus complexe pour rattacher des valeurs en années aux niveaux universitaires. Différentes valeurs de la variable YSCH sont affectées aux codes de niveau universitaire des bandes-échantillon, en fonction de la province dans laquelle on présume que la personne a fait ses études universitaires (on suppose qu'elle les a faites dans la même province que ses études secondaires). Les valeurs de la variable sont indiquées au tableau 4.1.

Bien que cette méthode vise à assurer une plus grande précision, il faut se rendre compte que de nombreuses valeurs affectées sont très arbitraires. Le sous-échantillon employé aux fins de l'analyse peut contenir des personnes ayant le même niveau universitaire, mais appartenant à des cohortes ayant jusqu'à 40 ans d'écart. Avec les années, la plupart des systèmes d'enseignement provinciaux n'ont pas gardé le même nombre minimal d'années de scolarité pour être admis à l'université et pour obtenir un baccalauréat. De plus, les provinces diffèrent en ce qui concerne la combinaison des détenteurs de grades de trois et quatre ans et des détenteurs de grades supérieurs. Au Québec, il existe deux systèmes distincts qui exigent un nombre d'années différent pour atteindre les

TABLEAU 4.1. Valeurs données à la variable YSCH

Situation géographique	Nombre d'années d'éducation universitaire				
	1-2 ans	3-4 ans sans grade	3-4 ans avec grade	5 ans et plus sans grade	5 ans et plus avec grade
Terre-Neuve	12.0	14.0	15.0	16.0	17.0
Île-du-Prince-Édouard	13.0	15.0	16.0	17.0	18.0
Nouvelle-Écosse et Nouveau Brunswick	13.0	15.0	15.5	17.0	18.0
Québec(1) and Ontario	14.0	16.0	16.5	18.0	19.0
Manitoba, Saskatchewan, Alberta et Territoires du Nord-Ouest	13.0	15.0	15.5	17.0	18.0
Colombie-Britannique et le Yukon(2)	14.0	16.0	17.0	18.0	19.0
En dehors du Canada	13.0	15.0	16.0	17.0	18.0

(1) Les valeurs affectées aux personnes qui ont terminé leurs études secondaires au Québec sont fondées sur l'hypothèse que les étudiants, après la 11e année, fréquentent un collège classique pendant deux ans avant d'entrer à l'université.

(2) En ce qui concerne la Colombie-Britannique et le Yukon, on a supposé que l'"immatriculation senior" est équivalente à la 13e année, et qu'il faut quatre ans d'université pour obtenir un baccalauréat.

Source: Chiffres établis après discussion avec les responsables des admissions à l'université Western Ontario et le personnel de la Direction de la liaison avec l'Éducation du Secrétariat d'État et de Statistique Canada.

niveaux universitaires[11]. En outre, une personne peut avoir fréquenté une université dans une province autre que celle où elle a fait ses études secondaires et avoir acquis ses diplômes supérieurs dans une troisième province. Par conséquent, tout procédé d'imputation des années de scolarité qui, comme celui-ci, est fondé sur les codes des zones des bandes-échantillon relatives au niveau d'instruction et au lieu d'obtention du plus haut grade primaire ou secondaire, peut se révéler erroné pour un grand nombre de personnes. Les valeurs employées dans cette étude sont le fruit de l'expérience collective des auteurs en ce qui a trait à l'ensemble de valeurs le plus représentatif des années de scolarité associées à chaque système provincial d'enseignement.

Lorsque les données indiquaient qu'une personne avait achevé un cours professionnel à temps plein autre qu'un apprentissage, la valeur de la variable YSCH a été augmentée en fonction de la durée du cours telle qu'elle figure dans la zone de durée du cours ou de l'apprentissage. La variable a été augmenté de 0.3 année pour les cours de formation professionnelle d'une durée de trois à cinq mois, de 2.0 années pour les cours de six mois à trois ans et de 3.5 années pour les cours de plus de trois ans.

La zone du niveau d'instruction des bandes-échantillon sert également de base à trois variables qui décrivent les niveaux généraux de scolarité. La première (HS) indique que le plus haut niveau de scolarité atteint se situe entre la 9e et la 13e année, c.-à-d., au niveau secondaire; la deuxième (UN) indique que le plus haut niveau est universitaire. La catégorie exclue pour cette variable est celle qui regroupe les personnes qui n'ont pas atteint la 9e année. Une troisième variable dichotomique (DEG) établit une distinction entre ceux qui ont fréquenté l'université mais n'ont pas reçu un grade, et ceux qui sont

Voir note(s) à la page 89.

titulaires d'un grade: cette variable prend la valeur un lorsque la personne est titulaire d'un grade universitaire et zéro autrement. On s'attend à ce que le fait d'être titulaire d'un diplôme universitaire ait un effet positif sur les gains, en plus de l'incidence du nombre d'années équivalentes non sanctionnées par un tel diplôme. Même si le fait de détenir un grade devrait augmenter en soi les niveaux de gains initiaux, on ne sait pas avec certitude si cela découle du fait que son obtention prouve sur le marché que l'on a acquis des niveaux précis de compétence, ou si l'absence de diplôme trahit certaines caractéristiques personnelles négatives.

Les variables mentionnées ci-dessus portent principalement sur la formation académique. Deux variables dichotomiques, fondées sur les zones relatives aux cours de formation professionelle à temps plein achevés et à la durée du cours ou de l'apprentissage, décrivent la participation à deux genres différents de programmes de formation strictement professionnelle qui ne figurent pas dans la zone du niveau d'instruction. La première (COL) prend la valeur un pour indiquer que la personne a réussi un cours de formation professionnelle autre qu'un apprentissage, d'une durée de trois mois ou plus. On espère que cette variable permettra d'appréhender les effets qu'ont sur les gains les programmes du genre de ceux offerts dans les Collèges d'arts appliqués et de technologie. La deuxième variable (V) rend compte d'un autre genre de programme de formation professionelle; elle prend la valeur un lorsque la personne a déclaré avoir achevé un cours d'apprentissage d'une durée d'au moins six mois. On suppose que les programmes d'apprentissage sont moins intensifs et doivent donc durer plus longtemps que les autres genres de formation professionnelle pour avoir un effet équivalent sur les gains. La variable YSCH n'est pas corrigée pour les programmes d'apprentissage.

Un même nombre d'années d'instruction produira différentes "quantités" de capital humain accumulé, selon l'apport de l'étudiant au processus d'éducation et l'apport de l'école. L'apport de l'étudiant devrait être appréhendé, du moins en partie, par certaines des variables de caractéristiques personnelles que nous avons déjà décrites. On s'est servi d'une variable continue sur la qualité de l'instruction (SQ) pour prendre en compte les différences dans l'apport de l'école: elle mesure, en dollars constants de 1971, les dépenses d'exploitation par étudiant inscrit dans la province, pour l'année durant laquelle la personne a atteint le plus haut niveau d'instruction primaire ou secondaire. La province a été identifiée à partir de la zone des bandes-échantillon relative au lieu d'obtention du plus haut grade primaire ou secondaire, tandis que l'année a été calculée à partir de la zone relative à l'âge et de la variable YSCH (années de scolarité) dont nous avons déjà parlé[(12)]. Les séries annuelles sur les dépenses d'exploitation par étudiant inscrit dans chaque province ont été construites en rassemblant des données historiques provinciales sur les dépenses d'exploitation et les effectifs [(13)]. Les données sur les coûts annuels ont été converties en dollars constants de 1971[(14)].

La variable de la qualité de l'instruction prend la valeur zéro pour toutes les personnes qui ne sont pas allées à l'école. Cependant, en raison d'un manque de données, elle prend également la valeur zéro pour les personnes dont le lieu d'obtention du plus haut grade primaire ou secondaire est les Territoires du Nord-Ouest, le Yukon ou l'étranger. Pour différencier les cas de non fréquentation scolaire des cas de manque de données, on a employé une variable dichototomique (SQD) qui prend la valeur un pour les personnes qui ont fréquenté l'école, mais pour lesquelles on ne dispose pas de données sur la qualité de l'instruction.

Voir note(s) à la page 89.

4.5.2. Expérience

Le capital humain "négociable" qui est acquis en cours d'emploi devrait normalement augmenter avec l'expérience. Les questionnaires du recensement ne contiennent pas de questions sur l'expérience de travail réelle. Il est cependant possible de construire une variable d'expérience potentielle qui peut servir de substitut satisfaisant à l'expérience de travail réelle, lorsque l'activité est assez continue après la fin des études. Cette variable d'expérience potentielle (EX) est calculée en soustrayant de l'âge de la personne, le nombre d'années de scolarité (YSCH) moins six[(15)]. Le carré de cette variable ($EE = EX^2$) est également employé dans l'analyse: il sert à permettre à l'accumulation de capital humain en cours d'emploi, et par conséquent aux gains, de s'accroître à un taux non constant à mesure qu'augmente l'expérience (Mincer, 1974).

Cette variable d'expérience potentielle constitue un substitut raisonnable de l'expérience réelle lorsque l'activité est assez continue, comme c'est généralement le cas pour les hommes, mais elle est moins appropriée dans le cas des femmes dont l'activité professionnelle est fréquemment interrompue par les contraintes de la vie familiale - la naissance des enfants et leur éducation. À cet égard, la naissance d'un enfant signale un hiatus dans l'activité d'une femme, dont la durée varie selon le moment où elle quitte le travail avant la naissance et celui où elle revient au travail, le cas échéant. Ces absences du travail devraient avoir un effet notable sur les gains d'une femme; en effet, durant ces périodes, elle cesse d'accumuler du capital humain en cours d'emploi et de plus, le capital qu'elle possède déjà se déprécie parce qu'il n'est pas employé. Par conséquent, deux variables continues, tirées de la zone sur le nombre d'enfants nés, sont employées pour augmenter les variables d'expérience potentielle dans l'analyse des gains des femmes: la première

Voir note(s) à la page 89.

est simplement le nombre d'enfants nés (NCB) et la seconde, le carré du même nombre (NC2). Le carré est introduit pour tenir compte de ce que l'effet d'un enfant supplémentaire sur l'expérience de travail, et par conséquent sur les gains, varie en fonction du nombre d'enfants qu'une femme a déjà eus. Ces variables servent à corriger les variables d'expérience potentielle, à l'aide de la procédure en deux étapes décrite au chapitre 3 et à l'annexe C.

NOTES

(1) Les estimations des équations des gains des hommes qui sont présentées au chapitre 5 ont été fondées sur un sous-échantillon de 1/6 des hommes qui satisfont aux critères de sélection. Cette fraction de sondage a été choisie parce qu'elle permettait d'avoir un sous-échantillon d'environ 10,000 observations, ce qui représente le plus grand échantillon possible qui pouvait être utilisé pour estimer les équations des gains des hommes. Les graphiques présentés au chapitre 2 sont établis d'après l'échantillon complet.

(2) En ce qui concerne les personnes en chômage durant cette semaine, ces caractéristiques décrivent l'emploi occupé pendant le plus longtemps en 1970. Au cours de cette année-là, une personne peut avoir occupé plusieurs emplois qui ont influé sur ses gains, mais au sujet desquels on ne dispose pas de données.

(3) Ceci parce qu'il n'est pas possible d'obtenir un ensemble unique d'estimations de paramètres, à moins qu'une catégorie au moins soit exclue de chaque ensemble de catégories.

(4) Evidemment, un conjoint qui travaille pourrait constituer une source d'aide financière dont on ne disposait pas autrement, ce qui aurait tendance à accroître le niveau d'instruction en réduisant les coûts d'option du financement des études.

(5) Cette zone n'établit de distinction qu'entre les semaines à temps plein et à temps partiel, ce qui ne permet pas de construire une variable correspondante pour le temps supplémentaire.

(6) Les personnes qui n'ont pas mentionné leur profession ont été exclues du sous-échantillon employé dans l'analyse.

(7) Pour une explication du système de classification des professions utilisé lors de la construction de ces groupes, voir la publication n° CS12-536 au catalogue de Statistique Canada.

(8) Cette catégorie est composée des manutentionnaires et travailleurs assimilés et des autres ouvriers qualifiés et conducteurs de machines (principalement dans l'impression et les services publics) et des travailleurs des professions non classées ailleurs.

(9) L'interaction explicite de chaque catégorie professionnelle avec chaque province produirait un nombre de variables impossibles à manipuler; il aurait en effet fallu 144 autres variables. Les valeurs de la variable WAGE sont tirées de la publication n° 94-769 au catalogue de Statistique Canada (Vol. III, partie 6).

(10) Les données sur les immobilisations ont été construites à partir de chiffres non publiés calculés au milieu de 1970 pour les immobilisations nettes en dollars courants, par catégorie industrielle et par province; ces chiffres proviennent de la Section des stocks de capital, de la Division de la construction de Statistique Canada. Les données sur l'emploi sont tirées de la publication n° 94-747 au catalogue de Statistique Canada (Vol. III, partie 4).

(11) On s'est servi du système d'enseignement francophone pour désigner les valeurs de la variable YSCH dans le cas des étudiants du Québec.

(12) La formule suivante a été utilisée pour établir approximativement l'année de fin d'études: année = (1970 - AGE + 6 + YSCH/2), arrondie à l'année la plus proche.

(13) La source de ces données est la division de l'éducation à Statistique Canada. Ces données n'ont pas été déclarées pour certaines provinces et pour certaines familles; on s'est alors servi d'interpolations pour combler les lacunes.

(14) Les coûts historiques ont été convertis en dollars constants de 1971 à l'aide du coefficient implicite de déflation des prix qu'utilise Statistique Canada pour les dépenses en biens et services de consommation. Ce coefficient de déflation a été appliqué rétroactivement à 1926, en y adjoignant l'indice des prix de gros pour tous les biens de consommation.

(15) Si cette différence est négative, EX est posé égal à zéro. Il est possible que cette méthode de construction de la variable d'expérience potentielle produise des résultats absurdes dans le cas des personnes très jeunes ayant peu de scolarité. Ces cas sont cependant très peu fréquents, étant donné les normes provinciales concernant la fréquentation scolaire obligatoire et le système de points utilisé pour l'admission des immigrants.

CHAPITRE 5

L'ANALYSE EMPIRIQUE DES GAINS DES HOMMES

5.1. Introduction

Pour les hommes, trois équations de gains ont été estimées avec des spécifications différentes. Dans deux d'entre elles, la variable dépendante est le logarithme naturel des gains annuels (E) et dans la troisième, c'est le logarithme naturel du taux de salaire hebdomadaire (LWR). L'une des équations des gains annuels, le modèle intégral, emploie la totalité des variables explicatives - caractéristiques personnelles (y compris le logarithme naturel des semaines travaillées, LWW), caractéristiques du capital humain et effets du marché. L'autre équation des gains annuels, la version réduite du modèle, comprend toutes ces variables, sauf celles des effets du marché. Enfin, l'équation fondée sur le taux de salaire hebdomadaire contient les mêmes variables explicatives que la version réduite du modèle des gains annuels, mais exclut le logarithme des semaines travaillées qui fait implicitement partie de la variable dépendante (LWR = E - LWW). Ce modèle sera par la suite appelé modèle du taux de salairé.

Les trois modèles ont tous été estimés par la méthode du maximum de vraisemblance décrite à l'annexe B et les estimations des coefficients des trois modèles sont présentées à l'annexe E. Dans ce chapitre, nous nous bornerons à étudier les principales implications des coefficients, dont on trouvera un exposé détaillé (dans le cas du modèle intégral) à l'annexe E.

L'hypothèse selon laquelle la version réduite du modèle est le modèle correct a été testée et rejetée au seuil de signification de 0.1 %. On peut en déduire que les variables d'effets du marché contribuent en fait

de façon significative à l'explication des gains annuels, outre ce qui est expliqué par les variables de caractéristiques personnelles et de capital humain. Par ailleurs, un test de l'hypothèse selon laquelle les variables de capital humain et de caractéristiques personnelles ne contribuent pas à l'explication des gains des personnes, après avoir inclu les effets du marché dans le modèle, a également été rejeté au seuil de signification de 0.1 %. En d'autres termes, les variables de capital humain et de caractéristiques personnelles contribuent de façon significative à l'explication des gains des personnes, même lorsque des variables comme le secteur d'activité, la profession, la région et le taux moyen de salaire dans la profession ont déjà été prises en compte dans le modèle.

Il a été mentionné au chapitre 3 que si le coefficient estimé du logarithme des semaines travaillées (LWW) ne pouvait prendre que la valeur un dans le modèle des gains annuels, celui-ci serait exactement équivalent au modèle du taux de salaire. Cependant, les deux modèles des gains annuels ont été estimés sans limiter les coefficients de LWW, et les valeurs estimées qui en ont résulté étaient 0.85 et 0.83 respectivement pour la version réduite et le modèle intégral. Étant donné que ces deux coefficients sont de beaucoup inférieurs à l'unité, cela implique que les gains annuels augmentent moins que proportionnellement avec le nombre de semaines de travail. En d'autres termes, les personnes qui travaillent moins d'une année entière ont tendance à percevoir un taux de salaire hebdomadaire supérieur à celles qui travaillent pendant toute une année. Cela vient peut-être d'une prime incorporée dans le taux de salaire hebdomadaire des travailleurs saisonniers, ou d'une courbe d'offre de travail à pente négative.

Cependant, en dépit du fait que le coefficient estimé de LWW était significativement inférieur à un dans la version réduite du modèle des

gains annuels, les estimations correspondantes des coefficients étaient pratiquement identiques pour toutes les autres variables dans la version réduite du modèle des gains annuels et le modèle du taux de salaire hebdomadaire(1). Cela signifie que des facteurs comme le groupe ethnique, le niveau d'instruction, etc., influent sur les gains hebdomadaires et les gains annuels d'une manière très semblable. Par conséquent, dans le reste de ce chapitre, on s'en tiendra surtout au modèle intégral des gains annuels et à sa version réduite.

Les coefficients des variables régionales sont tous significatifs et leur amplitude indique que, toutes choses égales par ailleurs, les gains sont plus élevés en Colombie-Britannique, puis en Ontario, dans les provinces des Prairies, au Québec, et enfin dans les provinces Maritimes. Ces coefficients significatifs corroborent la proposition selon laquelle, après qu'on ait tenu compte des différences interpersonnelles sur le plan de la productivité du travail, ainsi que des différences de demande dans les secteurs d'activité et les professions, l'offre de main-d'oeuvre ne s'ajuste pas de façon à égaliser les gains nominaux. Ces différences peuvent traduire des variations interrégionales du coût de la vie et des gains qui ne sont pas suffisantes pour justifier une migration, ou une immobilité interrégionale de la main-d'oeuvre.

Les coefficients des variables représentant le genre de collectivité indiquent qu'il existe une relation significative entre le genre de collectivité et les gains. Après avoir tenu compte de tous les autres effets, les gains étaient plus élevés chez les personnes vivant dans des agglomérations urbaines de 30,000 habitants ou plus, puis, dans l'ordre décroissant, chez les personnes vivant dans des agglomérations urbaines de moins de 30,000 habitants, des collectivités rurales agricoles, et des collectivités rurales non agricoles.

Voir note(s) à la page 115.

Aucun des coefficients des variables de migration n'a été significatif, ce qui veut dire qu'après avoir tenu compte de certains facteurs (comme le groupe ethnique, la profession, le secteur d'activité, l'instruction, l'expérience et les heures de travail), la migration interne récente et la période d'immigration en provenance d'autres pays n'ont pas d'effet résiduel significatif sur les gains.

Le reste du chapitre est consacré à l'étude des facteurs influant sur les niveaux de gains observés chez les hommes appartenant aux divers groupes ethniques de la population canadienne, et à une analyse générale des éléments de l'inégalité des gains observée sur l'ensemble des hommes.

5.2. Niveaux de gains des groups ethniques

Les profils de gains selon l'âge présentés au chapitre 2 (graphique 2.2) indiquent des différences prononcées entre les niveaux (moyennes géométriques) des gains perçus par les membres des divers groupes ethniques en fonction de l'âge. D'après les modèles employés dans cette analyse, ces différences peuvent provenir d'écarts entre les niveaux ou les taux de rendement du capital humain tels qu'ils sont mesurés par les années d'instruction et d'expérience, ou d'autres facteurs qui ne sont pas associés au capital humain. Le tableau 5.1 donne le nombre moyen d'années de scolarité et d'expérience des hommes de chaque groupe ethnique ainsi que les movennes géométriques des gains. Les Juifs ont de loin les gains moyens les plus élevés; ils ont également le plus haut niveau d'instruction et le deuxième niveau d'expérience. À l'autre extrémité, les Indiens autochtones ont de loin les gains moyens et les niveaux d'instruction les plus faibles. Ce groupe figure au cinquième rang en ce qui concerne l'expérience(2).

Voir note(s) à la page 115.

TABLEAU 5.1. Rendement de l'instruction et de l'expérience (niveaux et taux marginaux) et gains, selon le groupe ethnique

Origine ethnique ou raciale	Pourcentage de l'échantillon	Nombre moyen d'années d'instruction	Nombre moyen d'années d'expérience	Moyenne géométrique des gains	Modèle intégral: Taux de rendement de l'instruction	Modèle intégral: Taux de rendement de l'expérience(1)	Modèle réduit: Taux de rendement de l'instruction	Modèle réduit: Taux de rendement de l'expérience(1)
Française	26.7	9.41	21.67	4,447	4.27	0.44	5.16	0.98
Noire et Antillaise	0.3	11.64	15.27	4,105	(2)	(2)	(2)	(2)
Européenne du Nord	11.4	10.41	21.92	4,470	4.44	0.45	5.64	0.98
Européenne de l'Est	6.1	10.12	24.06	4,629	4.83	0.28	6.20	0.78
Italienne	3.9	8.24	23.01	5,014	4.40	0.12	4.62	0.37
Juive	1.6	12.21	23.69	5,597	5.99	1.73	6.61	2.32
Orientale	0.8	11.35	20.13	4,402	4.82	1.09	7.28	1.75
Indienne autochtone	0.7	7.31	21.72	2,465	1.07	-1.03	1.38	- .05
Autre ou inconnue	4.1	10.15	20.66	4,817	4.03	1.11	4.65	1.50
Britannique	44.6	10.85	22.11	4,770	5.82	0.72	7.47	1.31
Moyenne pondérée(3)		10.24	22.08	4,749	5.02	0.60	6.28	1.14

(1) Evalué d'apprès le niveau d'expérience moyen du groupe ethnique.

(2) Les calculs portant sur le groupe d'origine noire et antillaise reposent sur 27 observations seulement. Étant donné que certains des résultats semblent invraisemblables, ce groupe a été ignoré par la suite dans les exposés et les analyses.

(3) Le groupe d'origine noire et antillaise est exclu.

Source: Calculs fondés sur les tableaux E.2 et E.3 et sur les données des bandes-échantillon.

Le groupe d'origine noire et antillaise a de loin le plus faible niveau d'expérience et se classe avant-dernier en ce qui concerne le niveau des gains. Ce groupe se place par contre au deuxième rang pour ce qui est du niveau d'instruction. Cette observation paradoxale, ainsi que les coefficients de scolarité et d'expérience estimés pour ce groupe qui semblent anormaux, sont probablement attribuables au fait que ce groupe ne comportait que 27 observations. Pour cette raison et à cause des possibilités d'erreur de mesure pour la catégorie des Noirs et des Antillais, ce groupe a été exclu des analyses et exposés subséquents.

La corrélation simple entre le niveau moyen d'instruction et la moyenne géométrique des gains est de 0.59 pour tous les groupes ethniques; entre le niveau moyen d'expérience et la moyenne géométrique des gains, elle est de 0.36.

Les taux de rendement de l'instruction et de l'expérience calculés pour chacun des groupes ethniques-raciaux (à partir des coefficients estimés pour le modèle intégral et la version réduite) figurent également au tableau 5.1[(3)]. Les données sur les taux de rendement de l'instruction des divers groupes indiquent l'augmentation des gains en pourcentage à laquelle une personne moyenne d'un groupe pourrait s'attendre avec une année supplémentaire d'instruction. Par exemple, en ce qui concerne les hommes d'origine française, l'estimation du modèle intégral conclut à un accroissement des gains de 4.27 % pour chaque année supplémentaire d'instruction, toutes choses égales par ailleurs; d'après la version réduite, l'estimation correspondante est de 5.16 %.

Les taux de rendement de l'instruction présentés au tableau 5.1 concernent les personnes qui n'ont pas suivi de programme d'apprentissage

---

Voir note(s) à la page 115.

et qui ne se sont pas mariées avant d'avoir terminé leurs études. Pour tous les groupes, les données relatives aux personnes qui se sont mariées avant d'achever leurs études devraient être corrigées en hausse, de 3.50 dans le cas du modèle intégral et de 3.74 dans celui de la version réduite. Des corrections analogues devraient être faites pour toutes les personnes qui ont suivi un programme d'apprentissage, en soustrayant respectivement 1.24 et 1.40 des chiffres du modèle intégral et de ceux de la version réduite. L'ajustement positif effectué dans le cas des personnes mariées avant la fin de leurs études est compatible avec l'hypothèse formulée au chapitre 4 selon laquelle, étant donné l'accroissement du coût d'option financier pour les hommes mariés, ceux-ci ne poursuivront leurs études après le mariage que si leur taux de rendement est "au-dessus de la moyenne". Les taux de rendement de l'instruction inférieurs dans le cas des personnes ayant participé à un programme d'apprentissage indiquent que la formation particulière donnée dans ces programmes a tendance à réduire la valeur économique des études normales.

Les taux de rendement de l'expérience présentés au tableau 5.1 peuvent être interprétés de la même manière que les taux de rendement de l'instruction[(4)]. Cependant, contrairement aux chiffres sur l'instruction, ceux des taux de rendement de l'expérience ne sont pas constants, mais diminuent avec chaque année d'expérience supplémentaire. Les données du tableau 5.1 ont été calculées à partir des niveaux moyens d'expérience de chaque groupe. Ainsi, par exemple, un homme typique du groupe français et possédant le niveau moyen d'expérience de son groupe pourrait s'attendre à une augmentation de revenu de 0.44 % pour une année d'expérience de plus, d'après l'estimation fondée sur le modèle intégral; la même estimation

---

Voir note(s) à la page 115.

faite d'après la version réduite du modèle donne 0.98 %. Les taux de rendement de l'expérience qui figurent au tableau 5.1 ont été calculés pour les personnes qui ne se sont pas mariées avant d'avoir achevé leurs études, qui n'avaient pas un emploi autonome, qui n'avaient pas suivi de programme d'apprentissage, et qui n'avaient pas fréquenté l'école secondaire ou le collège. Les effets de ces facteurs sur les profils de gains selon l'expérience, et par conséquent sur les taux de rendement de l'expérience, dépendent du niveau d'expérience. Cependant, les taux d'augmentation des gains des personnes qui ont étudié après leur mariage, qui ont suivi un programme d'apprentissage, ou qui ont fréquenté l'école secondaire ou l'université ont tendance à être supérieurs pour chaque année supplémentaire d'expérience, mais seulement pendant les premières années d'activité, car ils tendent à diminuer relativement plus vite avec l'expérience active. Les personnes qui ont obtenu un grade universitaire ont des taux d'augmentation par année d'expérience supérieurs à ceux des personnes qui n'ont pas de diplôme et ce, tout au long de leur vie active. Par contre, les personnes qui travaillent pour leur propre compte obtiendront des augmentations en pourcentage plus faibles durant les premières années de leur vie active que les personnes qui travaillent pour un salaire ou un traitement(5).

Les taux de rendement de l'instruction mesurés au moyen de la version réduite du modèle sont plus élevés que ceux qui sont mesurés au moyen du modèle intégral pour tous les neuf groupes ethniques-raciaux. Dans le modèle intégral, le taux de rendement de l'instruction moyen pondéré est de 5.02 %, tandis que dans le modèle partiel il s'établit à 6.28 %, ce dernier chiffre étant supérieur de 25.1 % au premier. La situation est semblable pour les taux de rendement de l'expérience. Le

---

Voir note(s) à la page 115.

taux de rendement moyen pondéré évalué d'après le niveau moyen d'expérience donne une progression des gains de 0.60 % par année d'expérience avec le modèle intégral, et de 1.14 % avec le modèle partiel, ce dernier chiffre étant supérieur de 90.0 % à celui obtenu au moyen du modèle intégral. Le fait d'acquérir plus d'instruction ou d'expérience permet d'obtenir des emplois dans des professions et des secteurs d'activité où les rémunérations sont plus fortes. C'est pourquoi l'inclusion de variables tenant compte de la profession et du secteur d'activité diminue les taux de rendement observés pour l'instruction et l'expérience, étant donné que ces caractéristiques du capital humain ne rendent plus compte des changements d'emploi qui accompagnent les augmentations de l'instruction ou de l'expérience.

Si l'on compare les groupes ethniques figurant au tableau 5.1, il est clair que les groupes dont les taux marginaux de rendement de l'instruction sont élevés ont également tendance à avoir de bons niveaux moyens d'instruction. Les taux marginaux de rendement de l'instruction par groupe ethnique sont représentés par rapport aux niveaux moyens d'instruction des groupes ethniques (d'après la version réduite du modèle) au graphique 5.1. La corrélation simple entre ces deux chiffres est de 0.83 dans la version réduite et de 0.87 dans le modèle intégral. Il semble que les personnes appartenant à des groupes affichant des taux de rendement de l'instruction supérieurs réagissent en accédant à de plus hauts niveaux d'instruction et vice versa[(6)]. L'effet net qui en résulte est que les variations entre les niveaux de scolarité et les taux de rendement correspondants des divers groupes se renforcent mutuellement, en contribuant aux écarts entre les gains des groupes ethniques.

Ce qui n'est pas clair, c'est la raison pour laquelle les taux de rendement varient autant d'un groupe à l'autre, passant de 1.38 % chez les

---

Voir note(s) à la page 115.

Graphique — 5.1

Taux de rendement de l'instruction en fonction du nombre d'années de scolarité, selon l'origine ethnique (version réduite du modèle)

Rendement de l'instruction

Rendement de l'instruction

8 7 6 5 4 3 2 1

Britannique
Orientale
Juive
Européenne de l'Est
Européenne du Nord
Frençeise
Italienne
Autre et inconnue
Indienne eutochtone

7 8 9 10 11 12 13 14

Années de scolarité

Source: Tableau 5.1

Indiens autochtones à 7.47 % chez les personnes d'origine britannique (d'après la version réduite). Ces écarts peuvent provenir d'une ou plusieurs des différences suivantes entre groupes ethniques: différences de motivation ou d'aptitude à étudier; différences de qualité entre les écoles fréquentées[7]; et différences de motivation ou d'aptitude en ce qui concerne l'utilisation faite du capital humain acquis, en vue de gagner un revenu. Toutes ces différences sont associées à l'offre de travail. Il est également possible que les écarts entre les taux de rendement soient dus à un phénomène de demande, à savoir une discrimination raciale et ethnique pratiquée par les employeurs.

Du point de vue des politiques, il est intéressant de comparer l'importance relative des différences entre les niveaux de scolarité et d'expérience, des différences entre les taux de rendement, et des effets résiduels d'ordre ethnique lorsque l'on tente d'expliquer les écarts entre les gains des divers groupes. Le tableau 5.2 indique les effets obtenus sur les niveaux des gains des groupes ethniques lorsqu'on substitue aux divers niveaux de scolarité et d'expérience, les moyennes correspondantes sur l'ensemble des groupes, tout en maintenant constants les taux de rendement à leurs niveaux réels, lorsqu'on substitue aux divers taux de rendement, les taux moyens correspondants sur l'ensemble des groupes, en maintenant constants les niveaux de scolarité et d'expérience à leurs niveaux réels, et lorsqu'on sustitue aux niveaux et taux réels de scolarité et d'expérience les niveaux et taux moyens sur l'ensemble des groupes. Finalement, le tableau indique l'écart en pourcentage entre les gains moyens (de chaque groupe et de l'ensemble des groupes) qui est expliqué par la variable dichotomique ethnique, après avoir tenu compte du capital humain et de tous les autres facteurs.

Voir note(s) à la page 115.

TABLEAU 5.2. Variations des gains en pourcentage selon l'origine ethnique, pour diverses combinaisons d'instruction et d'expérience (niveaux et taux de rendement)(1)

Origine ethnique	Variable dichotomique de groupe ethnique (1)	Propres taux, niveaux moyens (2)	Taux moyens, propres niveaux (3)	Taux et niveaux moyens (4)	Total des moyennes et de la variable (5)=(1)+(4)	Variable dichotomique de groupe ethnique (6)	Propres taux, niveaux moyens (7)	Taux moyens, propres niveaux (8)	Taux et niveaux moyens (9)	Total des moyennes de la variable (10)=(6)+(9)
Française	20.4	- 4.7	-23.5	-29.3	- 8.8	16.8	- 3.7	-18.7	-23.2	- 6.4
Européenne du Nord	9.7	8.9	- 9.5	- 8.7	1.1	11.9	0.7	-10.1	- 9.4	2.5
Européenne de l'Est	- 7.3	1.1	9.7	11.0	3.7	- 6.1	- 0.2	10.0	10.5	4.4
Italienne	41.1	- 8.9	-31.4	-43.0	- 2.0	21.3	- 8.7	- 6.3	-25.9	- 4.6
Juive	-34.3	17.1	72.6	86.8	52.5	-43.0	14.8	70.8	81.6	38.6
Orientale	-13.0	- 4.9	20.8	25.4	12.5	- 1.2	- 3.4	9.3	13.6	12.4
Indienne autochtone	53.2	- 4.0	-56.0	-74.8	-21.7	54.6	- 2.8	-63.9	-78.9	-24.4
Autres ou inconnue	7.5	- 2.4	-11.8	-14.1	- 6.5	- 4.5	- 1.8	- 1.7	- 3.3	- 7.7
Britannique	-16.1	4.6	17.7	21.6	5.5	-11.6	3.6	12.4	15.5	3.8

(1) Ces pourcentages ont été calculés au moyen de la formule: $100(b_j - \Sigma W_i b_i)$, où les b_i représentent les coefficients de régression estimés des variables ethniques et où les W_i représentent la proportion de l'échantillon constituée par le $i^{ème}$ groupe ethnique. Ces chiffres doivent être interprétés comme l'écart en pourcentage entre la moyenne géométrique des gains du $j^{ème}$ groupe ethnique et la moyenne géométrique globale qui n'est pas expliqué par le reste du modèle.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon et des tableaux E.2 et E.3.

L'interprétation des chiffres du tableau 5.2 (relatif à la version réduite) est la suivante. La moyenne géométrique des revenus des personnes d'origine française a tendance à être supérieure de 20.4 % à la moyenne globale, après avoir tenu compte de tous les autres effets: une personne ayant les taux de rendement de l'instruction et de l'expérience des personnes d'origine française et leurs niveaux d'instruction et d'expérience recevrait 4.7 % de moins qu'une personne ayant les mêmes taux de rendement mais les niveaux moyens d'instruction et d'expérience de l'ensemble des groupes. En d'autres termes, les niveaux de scolarité ou d'expérience "inférieurs à la moyenne" du groupe français sont responsables du fait que le niveau de leurs gains est inférieur de 4.7 % à ce qu'il serait autrement. Par ailleurs, une personne ayant les taux de rendement et les niveaux de scolarité et d'expérience du groupe français aurait des gains inférieurs de 23.5 % à ceux d'une personne ayant les taux de rendement moyens de l'ensemble des groupes et les niveaux du groupe français. Ainsi, les taux de rendement "inférieurs à la moyenne" des personnes de ce dernier groupe produisent des gains inférieurs de 23.5 %. Une personne ayant les niveaux et taux du groupe français aurait des gains inférieurs de 29.3 % à ceux d'une personne ayant les niveaux et taux de rendement moyens de l'instruction et de l'expérience de l'ensemble des groupes. Finalement, la personne d'origine française "typique", définie par la variable dichotomique de son groupe et par les niveaux et taux de rendement de ce groupe, devrait gagner 8.8 % de moins que la moyenne globale en raison du fait qu'elle est d'origine française, tous les autres facteurs étant tenus constants. Ce pourcentage peut être interprété comme l'effet net relatif du groupe ethnique d'origine française sur les gains. Les interprétations des données de la moitié de droite du tableau relatif au modèle intégral sont identiques.

Si l'on compare la colonne (2) avec la colonne (3) et la colonne (7) avec la colonne (8), on se rend compte que, dans le modèle intégral comme dans la version réduite, les écarts entre les taux de rendement jouent un rôle beaucoup plus important dans l'explication des différences entre les gains des divers groupes ethniques que les écarts entre les niveaux d'instruction et d'expérience. Il semble donc qu'en ce qui concerne les aptitudes produites par l'instruction et l'expérience, les différences entre les groupes au niveau de la production de ces aptitudes ou à celui des imperfections des marchés donnent lieu à des différences entre les taux de rendement qui sont beaucoup plus importantes en tant que facteurs déterminants des écarts entre les gains des groupes ethniques, que ne le sont les différences de répartition des niveaux d'instruction et d'expérience. Cette situation est malheureuse du point de vue de l'établissement des politiques: prenons par exemple des politiques visant à relever les niveaux des revenus des Indiens autochtones. D'après des calculs similaires à ceux du tableau 5.2, si on hausse le niveau d'instruction des Indiens pour le faire passer de la moyenne actuelle (7.31 ans) à la moyenne des groupes (10.24 ans), cela produirait une augmentation de revenu de seulement 3.1 ou 4.0 % selon qu'on s'est servi des estimations du modèle intégral ou de la version réduite. Par ailleurs, s'il était possible de faire passer les taux de rendement de l'instruction et de l'expérience des Indiens aux taux moyens de l'ensemble des groupes, l'amélioration des gains serait de 64 % ou 56 % respectivement. Il serait cependant beaucoup plus difficile de relever les taux de rendement des Indiens autochtones que de relever leurs niveaux d'instruction, si cela est seulement possible.

Pour chaque groupe, les effets conjugués des différences entre les niveaux et les taux de rendement du capital humain (colonnes 4 et 9) sont compensés, au moins en partie, par d'autres facteurs associés au groupe ethnique qui n'ont pas été explicitement pris en compte dans le modèle et ont par conséquent été appréhendés par les variables dichotomiques de groupe ethnique. Dans chaque cas, l'effet de la variable ethnique (colonnes 1 et 6) a un sens opposé à celui du capital humain total (colonnes 4 et 9). Les groupes qui affichent des niveaux élevés d'instruction et d'expérience et de forts taux de rendement, comme les Juifs et les Britanniques (tableau 5.1), ont tendance à avoir des coefficients négatifs importants pour leurs variables dichotomiques (tableau 5.2), tandis que les groupes aux caractéristiques inverses, comme les Italiens et les Indiens autochtones, ont tendance à afficher de forts coefficients positifs pour leurs variables dichotomiques. Il est évident que le capital humain joue un rôle beaucoup plus important dans la détermination des gains pour les premiers groupes que pour les derniers. Cette conclusion est valable pour le modèle intégral comme pour la version réduite.

L'inclusion des variables d'effets du marché dans le modèle intégral réduit non seulement les taux de rendement de l'instruction et de l'expérience, mais également (pour six des neuf groupes) les amplitudes absolues des variables dichotomiques de groupe ethnique. Il semble donc que la présence de variables de secteur d'activité, de profession et de situation géographique diminue les effets résiduels de l'origine ethnique et de la race en tant que tels. Cela est conforme à l'hypothèse selon laquelle certains groupes ethniques ont des préférences pour certains secteurs d'activité, certaines professions et certains lieux géographiques, et corrobore également l'hypothèse voulant que les

employeurs exercent une discrimination systématique dans certaines professions et certains secteurs d'activité, créant ainsi des obstacles directs à l'accès aux secteurs d'activité et professions les mieux rémunérés et cela, sans égard aux qualifications des personnes en ce qui a trait à l'instruction et l'expérience.

5.3. Analyse des inégalités

Cette section analyse les sources de variation du logarithme du taux de salaire hebdomadaire (LWR) et du logarithme des gains annuels (E). On considère que le taux de salaire logarithmique perçu par une personne est la somme de deux genres d'effets - ceux des caractéristiques personnelles et du marché (PME), et ceux du capital humain (HCE). Ainsi, pour la $i^{ème}$ personne,

$$LWR_i = PME_i + HCE_i \tag{5.1}$$

Les gains annuels sont le produit du taux de salaire hebdomadaire et des semaines de travail. Il s'ensuit que le logarithme des gains annuels est la somme du logarithme du taux de salaire et du logarithme des semaines de travail, lequel est un effet de l'offre de travail (LSE)[8]. Ainsi, $E_i = LWR_i + LSE_i$. En remplaçant LWR par l'équation 5.1, on obtient

$$E_i = PME_i + HCE_i + LSE_i \tag{5.2}$$

D'après l'équation 5.1, la variance du logarithme du taux de salaire peut être formulée de la façon suivante:

$$V(LWR) = V(PME) + V(HCE) + 2C(PME,HCE), \tag{5.3}$$

Voir note(s) à la page 115.

où V et C représentent les variances et les covariances des expressions entre parenthèses.

L'équation des gains annuels correspondante est:

$$V(E) = V(PME) + V(HCE) + V(LSE) + 2C(PME,HCE) + 2C(PME,LSE) + 2C(HCE,LSE). \qquad (5.4)$$

Les équations 5.3 et 5.4 peuvent servir à faire la partition des variances des logarithmes des gains hebdomadaires et annuels entre diverses sources, ces variances constituant les mesures d'inégalité employées dans cette étude. Ainsi, par exemple, l'inégalité de la répartition du taux de salaire entre les personnes provient de trois sources: effets des caractéristiques personnelles et du marché, effets du capital humain, et interaction de ces deux effets. De la même façon, on décompose l'inégalité des gains annuels entre trois sources directes: effets du capital humain, effets des caractéristiques personnelles et du marché, et effets de l'offre de travail. Il faut en outre prendre en compte l'interaction de ces trois effets directs.

La partition des variances des logarithmes des gains hebdomadaires et annuels entre ces sources a été effectuée au moyen de la méthode décrite à l'annexe F. Il convient de noter qu'il est possible d'attribuer toute la variance à ces sources, y compris la partie de la variance qui était inexpliquée, en raison de la procédure utilisée pour estimer les équations de gains. Les partitions de variances qui en résultent sont présentées au tableau 5.3.

D'après les partitions de variances faites pour les trois modèles, les effets des caractéristiques personnelles jouent un plus grand rôle dans

TABLEAU 5.3. Partition de la variance des logarithmes du taux de salaire hebdomadaire et des gains annuels(1)

	Caractéristiques personnelles (et effets du marché(2))	Effets de l'offre de travail(3)	Effets du capital humain
A. Modèle du taux de salaire: V(LWR) = .636			
Caractéristiques personnelles	0.683		
Effets du capital humain	-0.252		0.205
B. Version réduite du modèle des gains annuels: V(E) = 1.087			
Caractéristiques personnelles	0.690		
Effets de l'offre de travail	0.196	0.217	
Effets du capital humain	-0.348	0.010	0.345
C. Modèle intégral des gains annuels: V(E) = 1.087			
Effets des caractéristiques personnelles et du marché	0.655		
Effets de l'offre de travail	0.199	0.207	
Effets du capital humain	-0.249	0.011	0.284

(1) Les élément de la diagonale principale sont les variances, et les éléments hors diagonale représentent le double des covariances des effets correspondants. La somme des éléments peut ne pas correspondre au total en raison des erreurs d'arrondissement.

(2) Les effets du marché ne figurent que dans le modèle intégral.

(3) Ces effets ne sont pas pris en compte dans le modèle du taux de salaire.

Source: Chiffres calculés d'après le tableaux E.1-E.3 et les données des bandes-échantillon.

l'inégalité que ceux du capital humain. (Dans le modèle intégral, les effets du marché sont combinés avec les effets des caractéristiques personnelles.) Dans chaque cas, les effets directs des caractéristiques personnelles ont une influence au moins deux fois supérieure à celle des effets du capital humain. Donc, les variations des niveaux et des taux de rendement du capital humain entre les personnes n'engendrent pas autant d'inégalité que d'une part, les variations entre les caractéristiques personnelles (origine ethnique, période d'immigration, état matrimonial, statut de travailleur autonome, etc.) dans le modèle du taux de salaire et dans la version réduite du modèle, et d'autre part, les variations entre les effets des caractéristiques personnelles et du marché (profession, secteur d'activité, région, taille de la collectivité, etc.) dans le modèle intégral. Il existe cependant dans les trois modèles une importante covariance négative entre ces deux sources d'inégalité des revenus. On peut en déduire que les personnes qui réussissent bien sur le plan des gains, par le truchement des effets du capital humain, réussissent mal par le truchement des effets des caractéristiques personnelles et du marché, et vice versa. Cela implique que les effets des caractéristiques personnelles et du marché et ceux du capital humain ont tendance à se compenser en tant que sources d'inégalité des gains. En d'autres termes, si ce n'était du fait que l'interaction entre ces deux sources a tendance à compenser les effets directs, l'inégalité des gains serait plus grande.

Dans le modèle intégral des gains annuels comme dans la version réduite, la contribution directe des variations de l'offre de travail à l'inégalité des gains est inférieure à la contribution directe des effets des caractéristiques personnelles et du marché, ainsi qu'à celle des effets du capital humain. La covariance entre les effets de l'offre de travail et

les effets du capital humain est très faible, et cette interaction compte pour environ 1 % de l'inégalité totale des gains. Il existe cependant une plus forte interaction entre les effets de l'offre de travail et les effets des caractéristiques personnelles et du marché; cette interaction justifie de presque 20 % de l'inégalité totale. Il semble donc que les personnes qui tirent des gains élevés de leurs caractéristiques personnelles, ou des effets des caractéristiques personnelles et du marché, ont tendance à offrir un volume de travail relativement plus important. Il en résulte que ces deux dernières sources d'inégalité se renforcent l'une l'autre et ont tendance à produire une plus grande inégalité. Par contre, le niveau des gains provenant du capital humain ne semble pas influencer le volume de travail offert, et ces deux effets ne se renforcent pas, ni se compensent.

Les partitions obtenues à partir du modèle intégral des gains annuels et de la version réduite sont assez semblables. Cependant, l'inclusion des variables d'effets du marché dans le modèle intégral réduit substantiellement la contribution estimée des effets du capital humain en tant que source d'inégalité; la contribution directe des effets du capital humain est de 0.345 dans la version réduite et de 0.284 dans le modèle intégral. Il y a une différence compensatoire dans l'interaction entre les effets du capital humain et les effets des caractéristiques personnelles et du marché. Cette interaction était de -0.348 dans la version réduite et de -0.294 dans le modèle intégral. Ces deux variations peuvent être attribuées aux faibles estimations des taux de rendement du capital humain obtenues avec le modèle intégral. Il est également intéressant de remarquer que la somme des effets directs des caractéristiques personnelles et des effets du marché est de 0.655 dans le modèle intégral, et qu'elle est donc inférieure à la contribution directe des effets des

caractéristiques personnelles seulement dans la version réduite du modèle, qui se chiffre à 0.690. Donc, les effets du marché ont tendance à compenser les effets des caractéristiques personnelles dans le modèle intégral.

Il est instructif d'effectuer la partition de la variance du logarithme des gains annuels d'une autre façon. Substituant les termes de l'équation 5.3 dans l'équation 5.4, on obtient

$$V(E) = V(LWR) + V(LSE) + 2C(LWR,LSE), \tag{5.5}$$

où 2C(LWR,LSE) = 2C(PME,LSE) + 2C(HCE,LSE). Le tableau 5.4 présente la partition de variance correspondant à l'équation 5.5 pour le modèle intégral des gains annuels et pour la version réduite. Les résultats sont presque identiques dans les deux cas. Environ 62 % de la variance du logarithme des gains annuels est attribuable à des variations du taux de salaire hebdomadaire, 19 % à des variations de l'offre de travail, et 19 % à la covariation de ces deux effets. On peut en conclure que les variations interpersonnelles des gains annuels jouent un rôle beaucoup plus important que les variations interpersonnelles des semaines travaillées dans l'inégalité entre les gains annuels des personnes observée.

TABLEAU 5.4. Partition de la variance du logarithme des gains annuels entre le taux de salaire et les effets de l'offre de travail(1)

	Effets du taux de salaire	Effets de l'offre de travail
A. Version réduite: V(E) = 1.087		
Effets du taux de salaire	.687	
Effets de l'offre de travail	.206	.217
B. Modèle intégral: V(E) = 1.087		
Effets du taux de salaire	.690	
Effets de l'offre de travail	.210	.207

(1) Les éléments de la diagonale principale sont les varianres, et les éléments hors diagonale représentent le double des covariances des effets correspondants. La somme des éléments peut ne pas correspondre au total en raison d'erreurs d'arrondissement.

Source: Calculs fondés sur le tableau 5.3.

NOTES

(1) L'écart entre la plupart des estimations des coefficients est inférieur à une erreur type pour les deux ensembles d'estimations, et un seul coefficient présente un écart de plus de deux erreur types. Il s'agit de l'interaction entre la variable "marié durant les études" (MIS) et la variable "expérience" (EX), et l'écart entre ces coefficients est inférieur à 2.3 erreurs types.

(2) Étant donné le taux de chômage élevé chez les Indiens, la mesure de l'expérience potentielle qui a été employée (âge, moins années d'instruction, moins six) surestime probablement l'expérience de travail réelle.

(3) Les taux de rendement de l'instruction des divers groupes ont été calculés de la façon suivante:

$$100 \left(\frac{\partial E}{\partial YSCH}\right. = 100 \quad (a_i + b \ \overline{SQ} \ + c \ \overline{KLR}),$$

où a_i est l'estimation du coefficient de l'instruction pour le $i^{ème}$ groupe ethnique, où b et c sont les coefficients estimés pour les interactions entre les années de scolarité d'une part, et la qualité de l'enseignement et le rapport capital/travail d'autre part, et SQ et KLR représentent respectivement les moyennes des échantillons pour les variables de qualité de l'enseignement et de rapport capital/travail. (Il convient de noter que c prend la valeur zéro dans la version réduite du modèle étant donné que la variable KLR n'y figure pas.)

(4) Les taux de rendement de l'expérience des divers groupes ont été calculés de la façon suivante:

$$100 \left(\frac{\partial E}{\partial EX_i}\right) = 100 \left(d_i + 2e_i\overline{EX}_i + f\overline{KLR} + 2g\overline{KLR} \cdot \overline{EX}_i\right),$$

où d_i et e_i sont les coefficients estimés de l'expérience et de l'expérience au carré pour le $i^{ème}$ groupe, où f et g sont les coefficients estimés des interactions de la variable KLR avec l'expérience et avec l'expérience au carré respectivement, où $\overline{KLR}$ est le rapport capital/travail moyen, et où $\overline{EX}_i$ est la moyenne du niveau d'expérience du groupe i. (Il faut remarquer à nouveau que f et g prennent la valeur zéro dans la version réduite du modèle étant donné que la variable KLR n'y figure pas.)

(5) Les effets de ces facteurs sur les profils de gains selon l'âge sont décrits plus en détail à l'annexe E.

(6) On n'a pas découvert de comportement similaire en ce qui concerne l'expérience et son taux de rendement. Cela est probablement attribuable au fait que les personnes n'ont aucun pouvoir sur leurs niveaux potentiels d'expérience une fois qu'elles ont quitté les études. Par conséquent, les personnes qui appartiennent à des groupes dont le taux de rendement de l'expérience est élevé ne peuvent pas délibérément acquérir de hauts niveaux d'expérience.

(7) Bien que nous ayons tenté de tenir compte de la qualité de l'enseignement en incluant une variable représentant les dépenses provinciales annuelles

inscrit (SQ), cela ne traduit pas les variations infraprovinciales liées à l'origine ethnique ou la race de l'ensemble des étudiants. Par ailleurs, le peu d'efficacité de cette variable dans les régressions indique qu'elle ne constitue probablement pas un bon substitut pour la qualité de l'enseignement en général.

(8) Cet effet de l'offre de travail incorpore le coefficient de LWW, qui dans la version réduite du modèle se chiffre à 0.847 et dans le modèle intégral à 0.827.

CHAPITRE 6

L'ANALYSE EMPIRIQUE DES GAINS DES FEMMES

6.1. Introduction

Ce chapitre traite des facteurs qui influent sur les gains des femmes, au moyen d'analyses de fonctions de gains estimées séparément pour cinq groupes ethniques.

Un des désavantages des données des bandes-échantillon est le manque de renseignements sur l'expérience de travail. Dans le cas des hommes, l'expérience potentielle, calculée en soustrayant de l'âge les années de scolarité moins six, fournit une estimation raisonnable de l'expérience réelle. Les femmes ont par contre tendance à quitter la population active lors de la naissance des enfants et pendant leur éducation, et il serait par conséquent moins approprié d'employer la même procédure à leur égard. Dans le chapitre 3 et l'annexe C, nous décrivons une procédure d'estimation en deux étapes dont on peut se servir pour estimer les interruptions d'activité associées à la maternité et à l'éducation des enfants. Il est alors possible d'ajuster la variable de l'expérience potentielle de façon à tenir compte des interruptions associées à la maternité.

Cette procédure en deux étapes a été employée pour estimer les fonctions de gains de 31,481 femmes qui répondaient aux critères énoncés au chapitre 4. Les fonctions ont été estimées séparément pour cinq groupes ethniques, de façon à simplifier les calculs et les estimations. Ces groupes étaient constitués des femmes ayant déclaré les origines ethniques suivantes:

1.	Britannique	15,093 personnes
2.	Française	7,623 personnes
3.	Européenne du Nord (Autrichienne, Finnoise, Allemande, Hollandaise, Scandinave)	3,298 personnes
4.	Européenne de l'Est et du Sud (Tchèque, Hongroise, Polonaise, Russe, Slovaque, Ukrainienne, Italienne et Juive)	3,592 personnes
5.	Autre (Noire, Antillaise, Chinoise, Japonaise, Indienne autochtone, Autre et origine ethnique inconnue)	1,875 personnes

Trois spécifications distinctes ont été faites pour chaque fonction de gains. Les résultats de la première étape pour l'une des spécifications et ceux de la deuxième pour les trois spécifications figurent à l'annexe G, aux tableaux G.1 à G.4. Cette annexe contient en outre un exposé détaillé sur les estimations des coefficients de l'une des spécifications, à savoir le modèle intégral des gains annuels. Le reste de la présente section porte sur les principales implications des estimations des coefficients. Les lecteurs que cela intéresse trouveront plus de détails à l'annexe G.

La variable dépendante de la spécification la plus simple (la version réduite du modèle) est le logarithme des gains annuels. Ce modèle comporte des variables continues pour les années de scolarité, l'expérience de travail potentielle (corrigée) et le carré de cette variable, une estimation de l'interruption de l'activité et le logarithme des semaines de travail. Il comprend en outre des variables dichotomiques représentant le fait d'être titulaire d'un grade universitaire, de travailler à temps partiel ou de s'être marié, ainsi que des ensembles de variables

dichotomiques prenant en considération la région et le genre de collectivité(1). Des tests statistiques ont révélé que chacune des variables (et chacun des ensembles de variables de région et de genre de collectivité) contribuent significativement à l'explication des gains annuels. Toutes les variables ont le signe prévu, à l'exception de la variable "non célibataire" qui indique que les femmes qui ont déjà été mariées perçoivent un revenu supérieur à celui des femmes célibataires du même groupe ethnique, après avoir tenu compte de tous les autres facteurs; cet écart entre les femmes non célibataires et célibataires va de 10 % dans le cas des femmes d'autre origine ethnique à 26 % dans celui des femmes d'origine européenne de l'Est et du Sud. (Le chapitre suivant explique en détail les raisons possibles de ce résultat surprenant.)

Compte tenu de tous les autres facteurs, les variables relatives au genre de collectivité indiquent que les plus faibles gains des femmes ont été relevés dans les collectivités rurales agricoles, puis dans les collectivités rurales non agricoles. Les femmes vivant dans des agglomérations urbaines de moins de 30,000 habitants ont les gains les plus élevés, suivies par celles vivant dans des agglomérations urbaines de 30,000 habitants et plus. On a retrouvé le même ordre pour tous les groupes ethniques. Les variables de région géographique n'indiquent pas de tendance marquée en ce qui concerne les variations interrégionales des gains des divers groupes ethniques.

Nous avons également estimé une deuxième spécification dont la variable dépendante est le logarithme des gains annuels. Ce modèle sera dorénavant appelé modèle intégral des gains annuels. Les variables explicatives de ce modèle comprennent toutes celles de la version réduite,

---

Voir note(s) à la page 139.

plus des variables permettant de tenir compte du salaire moyen dans la profession et la province d'emploi, des travailleurs autonomes, du fait d'être chef d'une famille de recensement, du fait de faire des heures supplémentaires et du fait de connaître les deux langues officielles. De plus, la variable "non célibataire" de la version réduite a été divisée en deux variables - l'une pour les personnes alors mariées et l'autre pour les personnes veuves, divorcées et séparées. Des tests de signification ont montré que les variables additionnelles contribuent significativement à l'explication des gains annuels, indépendamment des variables employées dans la version réduite du modèle.

La principale surprise causée par ces variables additionnelles est la présence de coefficients négatifs et statistiquement significatifs pour la variable des heures supplémentaires, dans les fonctions des gains des personnes d'origine française et européenne du Nord. Le coefficient des heures supplémentaires est positif et significatif (comme on s'y attendait) pour le groupe des Britanniques, et n'est pas significativement différent de zéro pour les personnes d'origine européenne de l'Est et du Sud, ainsi que pour les personnes d'autre origine ethnique. D'après ces coefficients et compte tenu de tous les autres facteurs, les femmes d'origine française et européenne du Nord qui font des heures supplémentaires gagnent respectivement 6.9 % et 11.4 % de moins que celles des mêmes groupes qui travaillent des heures normales. Les femmes d'origine britannique qui font des heures supplémentaires gagnent 4.7 % de plus que les autres femmes de la même origine qui font des heures normales. Les coefficients des deux variables des non-célibataires (personnes mariées ou ayant déjà été mariées) sont positifs pour tous les groupes ethniques ce qui indique que, comme dans la version réduite du modèle, les gains des femmes non célibataires sont généralement supérieurs à ceux des femmes célibataires

lorsqu'il a été tenu compte de tous les autres facteurs. L'ordre des gains par genre de collectivité pour chacun des groupes ethniques a été le même que dans la version réduite du modèle. Les coefficients des variables de région n'ont pas permis de dégager de tendance véritable chez les groupes ethniques, comme dans le cas de la version réduite; de plus, ces variables sont en règle générale moins significatives dans le modèle intégral que dans la version réduite. Cela laisse supposer que dans la version réduite, les variables de région servent de substituts aux effets de la demande, tandis que dans la version intégrale, les variables de profession et de salaire dans la profession et la province appréhendent certains de ces effets, ce qui a tendance à réduire le pouvoir explicatif des variables de région.

On désigne la troisième spécification estimée pour chacun des groupes ethniques par l'expression "modèle du taux de salaire". La variable dépendante de ce modèle est le logarithme des gains annuels divisé par le nombre de semaines de travail (c.-à-d. le logarithme du taux implicite de salaire hebdomadaire). Les variables explicatives de ce modèle sont les mêmes que celles du modèle intégral des gains annuels, sauf que le logarithme du nombre de semaines de travail n'y figure pas(2). Les estimations des coefficients du modèle du taux de salaire sont virtuellement identiques à celles du modèle intégral(3).

6.2. Facteurs influant sur le niveau des gains des femmes

Les moyennes géométriques des gains des femmes des divers groupes ethniques sont représentées en fonction de l'âge au graphique 2.3. Il ne semble pas y avoir de différences substantielles entre les profils de gains des femmes des divers groupes ethniques, mais l'importance de l'instruction

Voir note(s) à la page 139.

dans la détermination des gains des femmes est clairement illustrée par les gains représentés en fonction du niveau d'instruction au graphique 2.1. Les femmes ayant de plus hauts niveaux d'instruction ont généralement des revenus supérieurs, particulièrement celles qui ont entre 25 et 65 ans.

Le tableau 6.1 présente le nombre moyen d'années de scolarité et les moyennes géométriques des gains par groupe ethnique. Les groupes d'origine européenne du Nord et d'origine française ont respectivement la plus faible et la plus forte moyenne géométrique des gains, l'écart étant de 17 %. Par ailleurs, les femmes d'origine européenne du Nord se trouvent au deuxième rang en ce qui concerne le niveau moyen d'instruction (10.94 ans), tandis que celles d'origine française se classent troisièmes (10.25 ans). Les Britanniques ont le plus haut niveau d'instruction (11.36 ans), mais se situent à l'avant-dernier rang en ce qui concerne le niveau des gains. A l'opposé, les personnes d'autre origine ethnique se situent au deuxième rang en ce qui concerne le niveau des gains, mais au dernier rang pour ce qui est de l'instruction (10.02 ans). La corrélation simple qui existe entre les années de scolarité et les moyennes géométriques des gains pour ces cinq groupes est négative et égale à -0.76, ce que nous ne pouvons pas expliquer actuellement. (Le chiffre correspondant pour les hommes de neuf groupes ethniques est positif, comme on s'y attendait, et est égal à 0.59.)

À l'intérieur des groupes ethniques, l'effet partiel du niveau de scolarité sur le niveau des gains est positif et significatif. L'ampleur de cet effet est indiquée dans les trois dernières colonnes du tableau 6.1. Ces chiffres mesurent l'augmentation en pourcentage des gains qu'une

TABLEAU 6.1. Moyennes géométriques des revenus, années de scolarité, et taux de rendement de l'instruction des femmes selon l'origine ethnique.

Origine ethnique	Moyennes géométriques des gains	Années de scolarité	Rendement de l'instruction: Gains annuels (modèle intégral)	Taux de salaire	Gains annuels (version réduite)
	$				
Britannique	1,980	11.36	3.78	3.76	6.63
Française	2,123	10.25	3.99	3.91	7.61
Européenne du Nord	1,821	10.94	3.68	3.68	6.18
Européenne de l'Est et du Sud	2,115	10.02	2.10	2.11	4.17
Autre	2,122	10.02	2.36	2.33	5.10
Moyenne pondérée	2,019	10.81	3.54	3.51	6.45

Source: Tableaux G.2 à G.4 et données des bandes-échantillon.

personne obtiendrait pour chaque année de scolarité supplémentaire lorsque tous les autres facteurs sont maintenus constants[(4)]. Par exemple, l'estimation obtenue pour le groupe des Britanniques d'après la version réduite implique que chaque année de scolarité supplémentaire accroîtrait les gains de 6.63 %, toutes choses égales par ailleurs. L'aspect le plus remarquable de ces chiffres est que dans la version réduite, l'augmentation en pourcentage des gains par année de scolarité est beaucoup plus élevée que dans le modèle intégral pour tous les groupes ethniques: dans certains cas, elle est en effet presque deux fois plus importante. Si l'on compare ces deux modèles en ce qui concerne la moyenne pondérée des rendements de l'instruction pour toutes les femmes, cette moyenne passe de 3.54 à 6.45, soit une augmentation de 82 %. Cet écart est probablement attribuable au fait que les professions les mieux rémunérées ne sont accessibles qu'aux personnes dont le niveau d'instruction est élevé. Étant donné que la profession d'emploi est tenue constante dans le modèle intégral, les augmentations de gains associées aux plus hauts niveaux d'instruction ne proviennent que des plus hauts niveaux de rémunération atteints à l'intérieur d'une même profession. Toutefois, comme la version réduite du modèle ne tient pas compte de la profession, le rendement de l'instruction est composé de l'augmentation des gains associée aux professions mieux rémunérées d'une part, et de l'augmentation des gains à l'intérieur d'une même profession d'autre[(5)].

On a également observé des variations considérables du rendement de l'instruction entre les groupes ethniques; les femmes d'origine française ont les taux les plus élevés, tandis que celles d'origine européenne de l'Est et du Sud occupent le dernier rang. La corrélation simple entre la

---

Voir note(s) à la page 139.

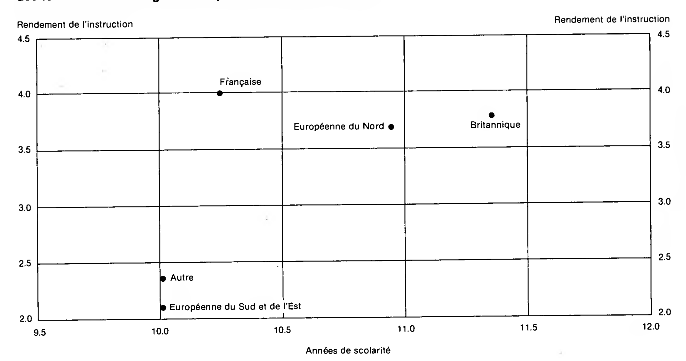
moyenne géométrique des gains et le rendement de l'instruction est également négative, mais d'une amplitude absolue beaucoup plus faible qu'entre le nombre d'années de scolarité et les gains. Par ailleurs, les corrélations entre le taux de rendement de l'instruction et le niveau d'instruction sont positives pour les trois ensembles d'estimations des taux de rendement, et se chiffrent à 0.7 dans les deux modèles intégraux et à 0.5 dans la version réduite. Les taux de rendement de l'instruction sont illustrés en fonction du nombre d'années de scolarité au graphique 6.1. (pour le modèle intégral des gains annuels). D'après ce graphique, il est évident qu'il existe une relation positive entre le taux de rendement de l'instruction et le niveau d'instruction, mais le groupe d'origine française s'écarte quelque peu de cette tendance.

Si l'on considère que l'instruction est le facteur déterminant des variations observées entre les gains des femmes des divers groupes ethniques, on obtient la situation suivante: même si les taux de rendement de l'instruction ont une relation positive avec les niveaux d'instruction pour l'ensemble des groupes ethniques, ces niveaux, comme les taux de rendement de l'instruction, ont une relation négative avec les niveaux des gains dans tous les groupes ethniques. Il semble donc que les variations entre les niveaux d'instruction atteints et les rendements réalisés ne sont pas une importante source d'écarts entre les gains des femmes des divers groupes ethniques. Il faut donc chercher quelles autres sources en sont responsables.

On peut décomposer les écarts entre les moyennes géométriques des gains des groupes ethniques en deux parties. La première est constituée de la portion de l'écart qui peut être expliquée par des différences inter-techniques sur le plan des caractéristiques personnelles

Graphique — 6.1

Années de scolarité en foncion du taux de rendement de l'instruction des femmes selon l'origine ethnique dans le modèle intégral



Source: Tableau 6.1

(instruction, expérience, etc.), et la seconde est la partie résiduelle, qui peut aussi être interprétée comme la portion de l'écart qui provient de variations entre les taux de rendement des caractéristiques des groupes ethniques.

La première partie de l'écart est calculée en prenant les différences interethniques entre les niveaux moyens des caractéristiques et en les pondérant au moyen des coefficients de régression appropriés. On peut la calculer ainsi: $100\sum_k(\overline{X}_k^1-\overline{X}_k^2)b_k^i$ où $\overline{X}_k^i$ est le niveau moyen de la caractéristique k pour le groupe ethnique i (i=1,2), où b_k^i est le coefficient de régression estimé, et où la sommation porte sur toutes les variables indépendantes du modèle. Le résultat représente le pourcentage par lequel les gains du groupe 1 dépassent ceux du groupe 2 en raison de différences entre les niveaux des caractéristiques de chacun. (Ce pourcentage peut être négatif.) Dans les comparaisons entre deux groupes ethniques, l'amplitude de ce pourcentage différera selon qu'on aura utilisé le coefficient de régression du premier ou du second groupe comme coefficient de pondération (c.-à-d. qu'il existe un problème de nombre-indice). Par conséquent, il faut employer les deux ensembles de coefficients de régression pour toutes les comparaisons entre deux groupes; on obtient ainsi des estimations des limites supérieure et inférieure de la portion expliquée par les différences entre les caractéristiques.

Ces limites supérieure et inférieure peuvent être soustraites de l'écart en pourcentage entre les gains des groupes ethniques, de façon à obtenir les limites supérieure et inférieure de la partie résiduelle. On peut également calculer cette portion résiduelle en pondérant l'écart entre les coefficients de régression des groupes par les niveaux moyens des

caractéristiques de l'un des groupes ethniques de la façon suivante: $100 \sum_k (b_k^1 - b_k^2)\overline{X}^i$. Comme dans le cas ci-dessus, l'amplitude du résultat dépend des coefficients de pondération (niveaux des caractéristiques) employés, ceux du groupe 1 ou ceux du groupe 2. On peut par conséquent obtenir les limites supérieure et inférieure des effets des taux de rendement en utilisant les niveaux des caractéristiques des deux groupes comme coefficients de pondération[(6)]. La procédure de partition est expliquée plus en détail à l'annexe H.

La procédure décrite précédemment a servi à effectuer la partition des différences brutes entre les moyennes géométriques des gains des cinq groupes ethniques (pris deux à deux); les résultats figurent au tableau 6.2. D'après les signes des effets des niveaux des caractéristiques relatifs aux diverses paires de groupes ethniques, le niveau moyen pondéré des caractéristiques des femmes d'origine française est de toute évidence le plus élevé, tandis que celui des femmes d'origine européenne du Nord est le plus faible. En règle générale, c'est surtout à cause de ce bas niveau des caractéristiques que les femmes d'origine européenne du Nord ont les gains les plus faibles. D'après les signes des effets des taux de rendement, les femmes d'origine britannique ont, en règle générale, le plus faible taux de rendement moyen pondéré à l'égard des caractéristiques, et c'est pourquoi elles se situent à l'avant-dernier rang au chapitre des gains. D'autre part, le groupe des européennes de l'Est et du Sud a le plus haut taux de rendement moyen, mais l'effet que cela a sur les caractéristiques est compensé par le fait que ce groupe est à l'avant-dernier rang en ce qui concerne le niveau des caractéristiques.

Voir note(s) à la page 139.

TABLEAU 6.2. Partition des écarts entre les gains des femmes de diverses origines ethniques, d'après les régressions du modèle intégral des gains annuels(1)

Origines comparées	Ecart brut(2)	Effets du niveau des caractéristiques(3)		Effets des taux de rendement(4)	
		Limite inférieure	Limite supérieure	Limite inférieure	Limite supérieure
Britannique/Française	- 7.0	- 3.7	- 4.9	- 2.0	- 3.3
Britannique/Européenne du Nord	8.3	10.9	11.0	- 2.6	- 2.7
Britannique/Européenne de l'Est et du Sud	- 6.6	1.3	2.2	- 8.0	- 8.9
Britannique/Autre	- 7.0	- 0.9	- 2.8	- 4.2	- 6.1
Française/Européenne du Nord	15.3	10.5	16.9	- 1.6	4.8
Française/Européenne de l'Est et du Sud	0.4	4.9	7.3	- 4.5	- 7.0
Française/Autre	0.1	3.2	3.3	- 3.2	- 3.3
Européenne du Nord/Européenne de l'Est et du Sud	-14.9	- 7.7	- 9.9	- 5.0	- 7.2
Européenne du Nord/autre	-15.3	-11.9	-12.7	- 2.6	- 3.4
Européenne de l'Est et du Sud/Autre	- 0.3	- 2.7	- 3.1	2.3	2.8

(1) Les nombres figurant dans ce tableau sont des pourcentages. Les nombres positifs (négatifs) indiquent que le premier (second) groupe de la ligne a l'avantage.

(2) Égal à $100(\bar{E}_1 - \bar{E}_2)$, où $\bar{E}_i$ est la moyenne du logarithme des gains pour le premier (i=1) et le second (i=2) groupe ethnique de la ligne. Le résultat représente la différence entre les moyennes géométriques des gains des deux groupes en pourcentage de la moyenne de celles-ci.

(3) Égaux à $100 \sum_k (\bar{X}^1_k - \bar{X}^2_k) b^i_k$, où i(=1,2) indique le premier er le second groupe ethnique de la ligne, où $\bar{X}^i_k$ est le niveau moyen de la caractéristique k du groupe ethnique i, où b^i_k est le coefficient de régression associé au groupe ethnique i.

(4) Égaux à $100 \sum_k (b^1_k - b^2_k) \bar{X}^1_k$, où tous les symboles sont définis de la même manière que ci-dessus.

Source: Chiffres calculés à partir du tableau G.2 et des données des bandes-échantillon.

Cette section a porté principalement sur les différences entre les niveaux des gains de divers groupes ethniques. La section suivante traite du degré d'inégalité des revenus à l'intérieur des groupes ethniques.

6.3. Inégalité des gains des femmes

La mesure d'inégalité employée dans cette étude est l'écart-type du logarithme des gains. Comme nous l'avons mentionné dans le chapitre 3, cette mesure, comme toutes les autres mesures de l'inégalité, pose un problème parce qu'elle n'a de sens qu'en tant que mesure relative. En d'autres termes, on ne peut que comparer les degrés d'inégalité entre diverses distributions et décider lesquelles sont relativement plus inégales que les autres. Il est aussi utile d'insister de nouveau sur le fait que des mesures d'inégalité différentes peuvent donner et donnent des résultats différents, et que nous n'analysons ici qu'une seule mesure, à savoir l'écart-type du logarithme des gains.

Les écarts-types des logarithmes des gains relatifs aux cinq groupes ethniques de femmes figurent à la première ligne du tableau 6.3. Ces chiffres indiquent que les distributions des gains des femmes d'origne européenne du Nord et britannique sont les plus inégales, tandis que celles des femmes d'origine française, européenne de l'Est et du Sud et d'autre origine ethnique sont un peu plus égalitaires. Aussi, les groupes d'origine européenne du Nord et britannique ont non seulement les plus faibles moyennes géométriques des gains (tableau 6.1), mais les distributions de ces gains sont plus inégales que celles des trois autres groupes ethniques. Par ailleurs, les distributions des gains des groupes d'origines française, européenne du Sud et de l'Est, et d'autre origine sont relativement plus égales, et les niveaux des gains de ces groupes sont supérieurs[(7)].

Voir note(s) à la page 139.

On peut obtenir une indication des sources de l'inégalité entre les revenus des divers groupes ethniques en multipliant les valeurs absolues des coefficients de régression (estimés par les fonctions de gains) par l'écart-type des variables indépendantes correspondantes. Les résultats donnent la contribution des variations de la variable explicative aux variations du logarithme des gains (mesurées par l'écart-type), tous les autres facteurs étant maintenus constants[(8)]. Lorsqu'il faut employer un ensemble de variables pour prendre en compte un facteur quelconque (la région par exemple), seul l'effet total de l'ensemble est indiqué[(9)]. Les résultats de ces calculs figurent au tableau 6.3.

Plus les nombres d'une ligne de ce tableau sont élevés, plus le facteur considéré contribue à l'inégalité de la distribution des gains. D'après ce critère, il est clair que la principale source d'inégalité des gains dans tous les groupes ethniques est la répartition des semaines de travail. Viennent ensuite la répartition inter-ethnique des années d'expérience[(10)], le travail à temps partiel, et les années de scolarité (dans cet ordre). Ce qui surprend peut-être le plus dans ces résultats, c'est la faible amplitude de la contribution des variables dichotomiques de région; les chiffres de cette ligne sont en effet parmi les plus faibles du tableau. On peut en déduire que la région en soi ne contribue pas beaucoup à l'inégalité des revenus lorsque tous les autres facteurs ont été pris en compte, ce qui s'accorde avec nos commentaires précédents sur l'importance relative des variables de région dans l'explication des niveaux des gains.

Si l'on compare les sources d'inégalité des gains des divers groupes ethniques, on ne peut pas bien expliquer pourquoi la répartition des gains de certains groupes ethniques est plus inégale que celle d'autres groupes, étant donné que nombre des effets des variables explicatives

Voir note(s) à la page 139.

TABLEAU 6.3. Sources de l'inégalité entre les gains des femmes d'une même origine ethnique

Source d'inégalité	Britannique	Française	Européenne du Nord	Européenne de l'Est et du Sud	Autre
Total(1)	1.21	1.12	1.22	1.11	1.10
Années de scolarité(2)	.18	.24	.18	.16	.21
Grade universitaire(2)	.05	.05	.07	.06	.05
Années d'expérience(3)(4)	.49	.54	.57	.36	.44
Semaines de travail(2)	.69	.64	.70	.7	.63
Travail à temps partiel(2)	.36	.24	.34	.30	.26
État matrimonial(2)	.07	.07	.07	.11	.05
Interruption de l'activité(2)	.05	.06	.09	.05	.05
Genre de collectivité(3)	.05	.06	.05	.05	.06
Région(3)	.06	.08	.06	.05	.05

(1) Égal à l'écart-type du logarithme des gains annuels. L'éecart-type global des cinq groupes est 1.173.

(2) Égal à $|b_i|S_i$, où $|b_i|$ est la valeur absolue du coefficient de régression approprié tiré du tableau G.4, et où S_i est l'écart-type de la variable indépendante correspondante.

(3) Égal à $[\Sigma\ b_i^2\ S_i^2]^{\frac{1}{2}}$, où i prend toutes les valeurs des variables appropriées.

(4) Ces chiffres sont surestimés. Les limites inférieures sont les suivantes: origine britannique .39; française .44; européenne du Nord .46; européenne de l'Est et du Sud .30; et autre .37. Les valeurs exactes se trouvent entre ces valeurs et celles qui figurent dans le tableau. Pour une explication, consulter la note 10 de ce chapitre.

Source: Chiffres calculées à partir des données des bandes-échantillon et du tableau G.4.

varient beaucoup plus d'un groupe ethnique à un autre que l'inégalité des répartitions des gains elle-même. Cela se vérifie particulièrement dans le cas des variations entre les effets de l'instruction et de l'état matrimonial dans les divers groupes ethniques.

En résumé, les trois plus importantes sources d'inégalité des gains à l'intérieur des groupes ethniques sont la répartition des semaines de travail, le travail à temps partiel et l'expérience potentielle. Le chapitre 8 est consacré à une analyse de la répartition des semaines et des heures de travail. La répartition des années potentielles d'expérience est étudiée ci-après.

6.4. Estimation des années d'expérience active

L'un des principaux problèmes que l'on rencontre lorsqu'on tente d'expliquer les gains des femmes à partir des données des bandes-échantillon est le fait que cette base de données ne contient pas de renseignements sur leur expérience de travail. En règle générale, les femmes quittent la population active lors de la naissance des enfants et pendant leur éducation, et on ne dispose pas de données sur la durée de ces interruptions de l'activité. Nous avons tenté d'en estimer la durée d'après le nombre d'enfants mis au monde en employant la procédure décrite au chapitre 3 et à l'annexe C. Ces estimations ont servi à ajuster le nombre d'années potentielles d'expérience qui a été calculé en fonction de l'âge et du nombre d'années de scolarité. Statistique Canada a récemment publié certaines données sur le nombre médian d'années d'expérience des hommes et des femmes de différents groupes d'âge (n° 13-557 au catalogue). Dans cette section, nous comparerons nos estimations avec celles de Statistique Canada.

Les données de Statistique Canada les plus pertinentes figurent au tableau 6.4, et des estimations comparables effectuées au moyen des procédures que nous avons établies sont présentées par groupe ethnique au tableau 6.5. Il convient de souligner une différence très importante entre les données de ces deux tableaux: les données de Statistique Canada sont des médianes, tandis que les nôtres sont des moyennes, ce qui rend les comparaisons assez difficiles.

Lorsqu'on compare nos résultats sur les hommes à ceux de Statistique Canada, il est évident que nos moyennes relatives au groupe d'âge des 45 ans et plus sont beaucoup plus élevées que les médianes du même groupe d'âge. Cependant, lorsqu'on compare les moyennes et les médianes de classes indéterminées (ouvertes à une extrémité) dans le cas de distributions ayant une asymétrie positive comme celles que nous étudions ici[(11)], la médiane sera toujours inférieure à la moyenne. Les médianes et les moyennes trouvées pour les hommes des groupes d'âge inférieurs sont beaucoup plus rapprochées, ce qui correspond au degré d'asymétrie moindre observé dans ces groupes d'âge.

Pour ce qui est des femmes, les moyennes et les médianes sont raisonnablement voisines dans le cas des deux groupes d'âge inférieurs, mais présentent un écart marqué dans celui des deux groupes d'âge supérieurs. On observe cependant une forte asymétrie positive dans la distribution des femmes selon l'âge[(12)], ce qui influe indubitablement sur les résultats et rend peut-être vaines les comparaisons entre les groupes d'âge supérieurs.

Voir note(s) à la page 139.

TABLEAU 6.4. Nombre médian d'années d'activité selon l'âge et le sexe, Canada, 1972

	Nombre médian d'années d'activité		
Age	Hommes	Femmes	Différence
Moins de 24	3.0	2.8	0.2
25-34	10.7	7.8	2.9
35-44	21.5	12.6	8.9
45 et plus	33.8	18.2	15.6
Total	18.5	7.7	10.8

Source: Earnings and Work Histories of the 1972 Canadian Labor Force, Statistique Canada, n° 13-557 au catalogue.

Néanmoins, il apparaît que notre procédure a sensiblement sous-estimé la durée de l'interruption de l'activité chez les femmes âgées. Par conséquent, le cas des femmes non célibataires et célibataires âgées de 30 ans et plus est analysé séparément au chapitre suivant. Ces résultats sont alors comparés avec ceux qui concernent les hommes non célibataires et célibataires de 30 ans et plus.

TABLEAU 6.5. Nombre moyen estimé des années d'expérience des hommes et des femmes selon l'âge et l'origine ethnique

Origine ethnique	Groupe d'âge	Hommes	Femmes	Différence	Estimation de l'interruption d'activité chez les femmes
Britannique	Moins de 24	2.8	2.0	0.8	0.6
	25-34	11.6	8.3	3.3	2.8
	35-44	22.9	17.8	5.1	4.7
	45 et plus	39.7	34.1	5,6	4.0
	Moyenne	22.2	16.4	5.8	2.8
Française	Moins de 24	3.9	3.2	0.7	0.3
	25-34	12.8	9.9	2.9	1.9
	35-44	24.4	20.4	4.0	3.7
	45 et plus	40.6	35.8	4.8	3.4
	Moyenne	21.8	14.8	7.0	1.9
Européenne du Nord	Moins de 24	2.7	2.1	0.6	0.5
	25-34	12.1	8.5	3.6	2.8
	35-44	23.4	17.8	5.6	5.0
	45 et plus	40.0	34.1	5.9	4.7
	Moyenne	22.0	15.6	6.4	3.0
Européenne de l'Est et du Sud	Moins de 24	2.9	2.1	0.8	0.6
	25-34	12.5	9.0	3.5	3.3
	35-44	24.0	19.2	4.8	5.2
	45 et plus	40.7	34.6	6.1	4.8
	Moyenne	23.7	16.4	7.3	3.3
Autre	Moins de 24	4.0	2.8	1.2	0.6
	25-35	12.4	9.9	2.5	2.4
	35-44	23.7	19.4	4.3	4.2
	45 et plus	40.2	35.2	5.0	3.9
	Moyenne	20.4	14.6	6.8	2.5

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon et des résultats des régressions de la première étape d'après la version réduite du modèle des gains annuels. La méthode est décrite à l'annexe C.

NOTES

(1) Les variables exactes incluses peuvent être déterminées à partir du tableau G.4 de l'annexe G. Les noms des variables figurent à l'annexe D.

(2) Ces deux spécifications sont fondamentalement identiques si ce n'est que le coefficient du logarithme des semaines de travail ne peut prendre que la valeur un dans le modèle du taux de salaire.

(3) Pour les cinq groupes ethniques, seulement six des 130 coefficients estimés diffèrent de plus d'une erreur-type entre le modèle des gains annuels et le modèle du taux de salaire, et aucun ne diffère de plus de deux erreurs-types.

(4) Ces chiffres sont simplement les coefficients de régression appropriés multipliés par 100: c'est-à-dire, $100(\frac{\partial E}{\partial YSCH}) = 100b_{YSCH}$, où b_{YSCH} est la coefficient estimé de la variable des années de scolarité.

(5) Un effet similaire mais moins spectaculaire a également été observé chez les hommes. Les chiffres moyens pondérés comparables pour les neuf groupes ethniques masculins étaient de 5.02 % dans le cas du modèle intégral et de 6.28 % dans celui de la version réduite, ce dernier chiffre étant supérieur de 25 % au premier (comparativement à 82 % dans le cas

des femmes). On peut en déduire que l'instruction permet un meilleur avancement professionnel chez les femmes que chez les hommes. Cependant, à l'intérieur des professions, il semble qu'un surcroît de scolarité soit mieux récompensé financièrement chez les hommes que chez les femmes.

(6) Les coefficients de régression sont les taux de rendement des diverses caractéristiques, et certains chercheurs ont soutenu que les différences entre les taux de rendement de deux groupes découlent d'une discrimination (Masters, 1974; Oaxaca, 1973; Robb, 1978). Certaines de ces différences peuvent certes résulter d'une discrimination, mais nous estimons que la motivation et le choix personnel peuvent également intervenir.

(7) À toutes fins pratiques, les moyennes géométriques des gains du groupe d'origine française et du groupe d'autre origne ethnique sont égales puisqu'elles ne diffèrent que d'un dollar. De plus, les degrés d'inégalité des distributions des groupes d'origines française, européenne de l'Est et du Sud et d'autre origine sont virtuellement identiques.

(8) Calculé de la façon suivante: $b_i\ S_i$, où b_i est la valeur absolue du coefficient de régression estimé et où S_i est l'écart-type de la variable indépendante par rapport à l'échantillon. Les résultats diffèrent d'un coefficient de régression "réduit" qui est défini comme $b_i S_i/S_y$, où S_y est l'écart-type de la variable dépendante. Nous n'avons pas réduit par S_y car nous cherchons à tenir compte des facteurs qui contribuent à rendre S_y plus grand dans certains groupes ethniques que dans d'autres.

(9) Cet effet total est calculé de la façon suivante: $[\sum_i b_i^2 S_i^2]^{1/2}$, où i porte sur toutes les variables de l'ensemble donné; cela correspond à l'écart-type de l'ensemble. Les covariances entre les variables dichotomiques d'un ensemble donné prennent toutes la valeur zéro en raison de la manière dont ces variables ont été construites.

(10) Les chiffres sur les années d'expérience potentielle présentés dans le corps du tableau sont surestimés. Le calcul correct se ferait par $[b_{EXS}^2 S_{EXS}^2 + b_{EES}^2 S_{EES}^2 + 2\ b_{EXS}\ b_{EES}\ \mathrm{cov}\ (EXS,EES)]^{1/2}$. On suppose que la dernière expression entre les crochets vaut zéro puisque nous n'avons pas calculé la covariance. Cependant, la covariance et b_{EXS} sont tous deux positifs et b_{EES} est négatif. Aussi les chiffres du tableau 6.3 sont-ils surestimés. Les limites inférieures de ces termes sont données par les maximums de $b_{EXS}\ S_{EXS}$ et $b_{EES}\ S_{EES}$. La substitution des limites inférieures indiquées dans la note 4 du tableau 6.3 aux valeurs contenues dans le tableau ne modifie par l'ordre indiqué dans le texte.

(11) Une distribution de fréquences présente une asymétrie positive lorsqu'elle a une extrémité allongée vers la droite. Cela signifie que la population active compte moins d'hommes appartenant aux groupes d'âge supérieurs (par ex., de 60 à 65 ans) que d'hommes plus jeunes (par ex., de 40 à 45 ans). Cette conclusion est intuitive, mais on trouvera au chapitre 8 la preuve que tel est bien le cas, pour les hommes comme pour les femmes.

(12) Les données de Statistique Canada le montrent bien puisque la médiane globale pour les femmes est de 7.7 années d'expérience, tandis que la médiane pour le groupe des 25-34 ans est de 7.8 années. Cela signifie que beaucoup plus de la moitié de toutes les femmes ont moins de 35 ans et que probablement plus de la moitié ont moins de 30 ans.

CHAPITRE 7

LES EFFETS DU SEXE ET DE L'ÉTAT MATRIMONIAL SUR LA RÉPARTITION DES SALAIRES ET DES TRAITEMENTS (1)

7.1. Introduction

Il est bien connu que dans une population active donnée, la moyenne brute des gains des hommes est généralement plus élevée que celle des femmes d'âge comparable. Les données de 1970 présentées pour le Canada dans le graphique 2.4 du chapitre 2 illustrent bien cette situation pour cinq groupes ethniques. D'après ces chiffres, les moyennes géométriques des gains des hommes non célibataires sont beaucoup plus élevées que celles des femmes, quel que soit leur état matrimonial, et sont également supérieures à celles des hommes célibataires.

Récemment, de nombreuses recherches ont été effectuées dans le but de déterminer les sources de l'écart entre les gains des hommes et des femmes. Blinder (1973), Oaxaca (1973) et Brown (1978) ont employé des données sur les États-Unis, et Gunderson (1976), Holmes (1976), Robb (1978) et Statistique Canada (n° 13-557 au catalogue) se sont servis de données canadiennes pour étudier ces écarts. Toutes ces études ont abouti à la conclusion qu'il existe une discrimination à l'encontre des femmes sur le plan de la rémunération. On y définit une telle discrimination comme le fait de recevoir un salaire inférieur à celui qui est perçu par les hommes ayant des qualifications et une productivité comparables. En d'autres termes, la discrimination en ce domaine consiste en une rémunération inégale pour un travail égal, ce que les lois sur l'égalité des salaires visent à empêcher.

Sur le marché du travail, la discrimination peut également s'exercer par l'exclusion systématique des femmes des professions et

---

Voir note(s) à la page 167.

secteurs d'activité les plus rémunérateurs. Les lois sur la promotion de de la femme visent à faire obstacle à cette forme de discrimination que l'on désigne parfois par l'expression "discrimination sur le plan de l'emploi". Il est difficile d'en mesurer l'ampleur étant donné qu'il faudrait pour cela supposer que les hommes et les femmes d'égale compétence ont les mêmes motivations et les mêmes aspirations de carrière. Cette hypothèse n'est peut-être pas tout à fait valable, particulièrement lorsqu'on compare les hommes mariés aux femmes mariées, qui constituent les deux plus importants groupes de la population active.

Les résultats des recherches sur l'ampleur de la discrimination sur le plan de l'emploi sont moins tranchés que ceux sur la discrimination sur le plan de la rémunération. Oaxaca (1973) a soutenu qu'aux États-Unis, il s'exerce une forte discrimination sur le plan de l'emploi à l'encontre des femmes. Selon Blinder (1973), qui a employé une base de données et un modèle différents, même si les hommes américains bénéficient d'une meilleure répartition des emplois entre les professions, cela est compensé, et au-delà, par les plus grands avantages accordés aux femmes qui atteignent les emplois les mieux rémunérés. Il en résulte que la combinaison de la répartition des emplois dans les professions et de la structure de rémunération se solde par un avantage net en faveur des femmes. Les résultats de Robb (1978) concernant le Canada démontrent en partie l'existence d'une discrimination sur le plan de l'emploi. Toutefois, les résultats de Blinder et de Robb sont affaiblis parce que les procédures qu'ils ont employées introduisent un biais en faveur des hommes dans les résultats concernant la répartition des emplois et contre eux dans les résultats relatifs aux avantages des professions[(2)]. Ces résultats doivent donc au mieux être considérés comme expérimentaux.

Voir note(s) à la page 167.

7.2. L'effet du mariage sur la répartition des salaires et des traitements chez les personnes du même sexe

L'écart entre les gains des hommes et des femmes découle dans une large mesure de la participation relativement plus fragile des femmes dans la population active, pour des raisons sociales et biologiques liées au mariage, à la maternité et à l'éducation des enfants. Ces différences sur le plan des gains ne peuvent être attribuées à une discrimination salariale dans la mesure où il s'agit d'un comportement d'offre délibéré des femmes et où l'écart entre les gains résulte de différences de productivité. Si le mariage a une influence directe importante sur l'offre de travail des femmes, les femmes célibataires de tous les âges devraient percevoir des gains supérieurs à ceux de toutes les autres femmes. Le graphique 2.4 confirme cette hypothèse dans le cas des cinq groupes ethniques, les profils de gains des femmes célibataires dominant ceux des femmes non célibataires. Ces chiffres indiquent également que les gains des hommes non célibataires sont de beaucoup supérieurs à ceux des hommes célibataires de tous les âges, situation exactement inverse de celle que l'on rencontre chez les femmes. Cela peut en partie être imputé à un processus de sélection asymétrique sur le "marché matrimonial", comme nous l'analysons ci-dessous.

On explique généralement l'écart entre les gains des hommes non célibataires et célibataires en disant que les non-célibataires sont beaucoup plus motivés que les autres, ce qui concorde avec le coefficient positif des variables dichotomiques "non célibataire" dans les équations des gains des hommes présentées au chapitre 5. Il est par ailleurs surprenant de constater que les coefficients de ces variables dans les équations des gains des femmes présentées au chapitre 6 sont également positifs et significatifs, en dépit du fait que les gains bruts des femmes

célibataires sont supérieurs à ceux des femmes non célibataires. Donc, compte tenu de tous les autres facteurs, les femmes non célibataires ont tendance à percevoir des gains supérieurs à ceux des femmes célibataires. Quoiqu'il en soit, il est clair que toute étude des écarts entre les gains des hommes et des femmes doit accorder un rôle essentiel à l'état matrimonial.

L'une des principales difficultés que l'on rencontre lorsqu'on analyse les différences entre les gains des hommes et des femmes est le manque de données appropriées sur l'expérience (active) des femmes mariées. Parmi les recherches mentionnées plus haut, c'est dans celle de Statistique Canada qu'on a employé les meilleures données sur l'expérience, en se fondant sur le nombre réel d'années d'expérience des hommes et des femmes; cette étude est cependant imparfaite parce que des facteurs essentiels comme le mariage n'ont pas été pris en compte. Robb (1978) a tenu compte de l'effet du mariage sur les gains des femmes en isolant les femmes célibataires de 30 ans et plus et en comparant les gains de ce sous-groupe à ceux de l'ensemble des hommes. Son choix s'est porté sur ce sous-groupe en particulier parce que c'est celui qui est le plus susceptible d'être analogue aux hommes sur le plan de la motivation et de l'activité. On peut donc estimer l'expérience potentielle des femmes célibataires à l'aide de la méthode qui est employée pour les hommes.

Notre analyse des effets du sexe et du mariage sur la répartition des gains porte uniquement sur les personnes âgées de 30 ans et plus. Tout échantillon de personnes célibataires est constitué de deux groupes: les candidats au mariage et les célibataires définitifs. Les candidats au mariage sont les hommes et les femmes désireux de se marier, mais qui ne l'ont pas encore fait, et les célibataires définitifs sont ceux qui n'ont

jamais voulu se marier ou qui ont déjà envisagé de le faire mais n'en ont pas eu l'occasion. Les femmes qui envisagent de se marier sont moins susceptibles que les femmes célibataires d'avoir des motivations professionnelles semblables à celles des hommes. Aussi les échantillons de femmes ne comptent-ils que les personnes de plus de 30 ans pour tenter d'éliminer les candidates au mariage.

Il est cependant important de se rendre compte que si l'analyse est limitée au sous-groupe des célibataires, il se peut que les résultats ne soient pas représentatifs de l'ensemble de la population en raison du processus de sélection qui s'opère sur le "marché matrimonial"(3). Généralement, le mariage entraîne, en partie, un échange de services non marchands de la part de la femme (maternité, éducation des enfants, entretien ménager, etc.) contre le soutien financier total ou partiel de l'homme. Par conséquent, les femmes qui ont l'intention de se marier devraient être plus attirées par la constitution d'un foyer et moins par la poursuite d'une carrière que les femmes qui ne désirent pas se marier. Inversement, les hommes qui envisagent de se marier penseront davantage à leur carrière que les célibataires définitifs, pour se préparer aux obligations financières du mariage. Du point de vue de la "demande de partenaires" en vue du mariage, les hommes qui réussissent le mieux sur le plan financier, en maintenant constants tous les autres facteurs comme l'éducation, le charme, l'intelligence, etc. constituent les meilleurs "partis". Pareillement, les femmes qui ont le plus de qualités de femmes d'intérieur, toujours en maintenant tous les autres facteurs constants, sont plus susceptibles d'être demandées en mariage. Du côté de l'offre, toutes choses égales par ailleurs, les femmes qui ont le plus faible potentiel de gains ont plus à retirer du mariage, étant donné que le coût d'option des salaires perdus est relativement faible. Par conséquent,

Voir note(s) à la page 167.

toutes choses égales par ailleurs, les femmes célibataires qui ne désirent pas se marier devraient avoir des gains potentiels moyens supérieurs à ceux des femmes mariées. Pour ce qui est des hommes, ceux qui ont les potentiels de gains les plus élevés sont plus susceptibles de désirer se marier, puisqu'ils sont mieux préparés à assumer le fardeau financier que représente le mariage.

Le marché matrimonial est donc vraisemblablement asymétrique sur le plan du processus de sélection. Les femmes qui désirent demeurer célibataires sont susceptibles d'avoir un potentiel de gains supérieur à celui des femmes mariées. Par contre, la situation est inverse chez les hommes, les hommes mariés devant généralement avoir un potentiel de gains supérieur à celui des célibataires définitifs. Les profils des gains bruts selon l'âge pour les cinq groupes ethniques qui figurent au graphique 2.4 concorde avec cette hypothèse, mais cette confirmation présente certaines faiblesses puisqu'aucune correction n'a été faite pour tenir compte des niveaux de l'offre de travail, du capital humain et d'autres caractéristiques. Les niveaux moyens de certaines caractéristiques des hommes et des femmes célibataires et non célibataires de 30 ans et plus sont présentés au tableau 7.1. Dans le cas des cinq groupes ethniques, la moyenne géométrique des gains des femmes célibataires est substantiellement supérieure à celle des femmes mariées; c'est l'inverse chez les hommes, les salaires et traitements des non-célibataires étant dans chaque cas beaucoup plus élevés que ceux des célibataires.

Il est à propos de souligner que les données sur les gains présentées au tableau 7.1 et employées dans le reste de ce chapitre ne portent que sur les salaires et traitements, les travailleurs indépendants étant exclus du fait que les gains provenant d'un emploi autonome ne sont

TABLEAU 7.1. Moyennes de l'âge et de l'instruction et moyennes géométriques des traitements et salaires selon l'origine ethnique, l'état matrimonial et le sexe

Origine ethnique	État matrimonial	Femmes					Hommes				
		Moyenne géomé-trique des salaires	Âge	Années de scola-rité	Semai-nes tra-vaillées	Semaines à temps partiel en pour-centage	Moyenne géomé-trique des salaires	Âge	Années de scola-rité	Semai-nes tra-vaillées	Semaines à temps partiel en pour-centage
Britannique	Célibataire	4,471	48.5	11.6	46.4	8.8	4,184	44.8	9.7	42.3	12.8
	Non célibataire	2,211	46.7	10.8	38.7	35.0	7,139	46.9	10.5	46.8	4.8
Française	Célibataire	3,925	45.0	10.1	45.8	12.2	3,825	42.8	8.8	41.3	12.4
	Non célibataire	2,197	44.6	9.1	38.3	30.1	6,066	44.9	8.6	45.2	6.1
Européenne du Nord	Célibataire	3,977	44.1	11.5	44.1	12.7	4,565	43.8	9.5	43.7	10.1
	Non célibataire	2,000	37.5	10.1	37.5	37.4	6,885	45.1	10.1	46.3	5.24
Européenne de l'Est et du Sud	Célibataire	3,954	45.0	10.3	41.6	9.3	4,787	45.3	8.9	44.0	11.8
	Non célibataire	2,395	45.1	8.7	39.6	30.2	6,750	46.0	9.0	46.0	3.7
Autre	Célibataire	4,034	41.0	11.0	45.5	13.7	4,586	39.4	10.0	41.9	6.8
	Non célibataire	2,407	42.7	9.2	38.9	26.1	5,678	43.3	9.5	44.0	5.4

(1) Pour les personnes âgées de 30 ans et plus.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

vraisemblablement pas influencés de la même manière que les salaires et traitements par la discrimination fondée sur le sexe[4].

Du point de vue de l'offre de travail, les femmes célibataires travaillent un plus grand nombre de semaines que les femmes non célibataires, et une plus forte proportion d'entre elles travaillent à temps plein, tandis que c'est l'inverse chez les hommes; ce phénomène se vérifie pour les cinq groupes ethniques. Les niveaux d'instruction des femmes célibataires sont supérieurs à ceux des non-célibataires dans les cinq groupes ethniques, tandis que les hommes non célibataires étaient plus instruits que les célibataires dans trois cas sur cinq, les exceptions étant le groupe d'origine française et le groupe d'autre origine ethnique. Sur le plan de l'âge, les hommes célibataires étaient plus jeunes que les non-célibataires dans tous les cas, et dans trois cas sur cinq, les femmes célibataires étaient plus âgées que les non célibataires, le groupe d'origine française et le groupe d'autre origine faisant exception.

Pour résumer, les femmes actives célibataires sont plus instruites et travaillent davantage que les non-célibataires, et perçoivent par conséquent des salaires et traitements de beaucoup supérieurs. Par ailleurs, les hommes célibataires travaillent moins et gagnent moins que les non-célibataires.

Comparons les femmes célibataires et les hommes non célibataires; ces deux groupes ont approximativement le même âge et travaillent à peu près le même nombre de semaines[5]. Le nombre d'années de scolarité des femmes célibataires est nettement plus élevé que celui des hommes non célibataires, mais une plus forte proportion de femmes célibataires travaillent à temps partiel, ce qui compense les niveaux d'instruction supérieurs des femmes célibataires. Toutefois, au chapitre des salaires

---

Voir note(s) à la page 167.

et des traitements, les hommes non célibataires dominent les femmes célibataires, les gains de ces dernières ne représentant que de 58 % à 71 % des premiers.

Deux fonctions de gains ont été estimées pour les sous-groupes d'hommes et de femmes célibataires et non célibataires dans chaque groupe ethnique. Ces deux fonctions diffèrent en ce sens que l'une d'entre elles, le modèle intégral, tient compte de la profession et du secteur d'activité d'emploi, ce qui n'est pas le cas de la version réduite du modèle[(6)]. Dans chaque groupe ethnique, nous avons testé l'hypothèse selon laquelle les coefficients ne diffèrent pas entre toutes les comparaisons possibles sur le plan du sexe et de l'état matrimonial (par ex., hommes célibataires par rapport aux hommes non célibataires, femmes célibataires par rapport aux femmes non célibataires, etc.). Ces tests ont été effectués au moyen du modèle intégral et de la version réduite, ce qui donne un total de 12 comparaisons pour chaque groupe ethnique. Sur l'ensemble de ces comparaisons à l'intérieur de chaque groupe ethnique, l'hypothèse selon laquelle il n'y a pas de différence entre les sous-groupes pris deux à deux a été rejetée au niveau de 1 % dans chaque cas, sauf entre les femmes célibataires et les femmes non célibataires et entre les femmes célibataires et les hommes célibataires. Pour ce qui est des femmes célibataires et non célibataires, l'hypothèse selon laquelle il n'y a pas de différence peut être rejetée au niveau de signification de 5 % uniquement dans le cas des Britanniques (modèle intégral et version réduite) et ne peut pas être rejetée au niveau de 1 % dans le cas du modèle intégral appliqué aux Britanniques. Quant au reste des groupes ethniques, il ne semble pas y avoir de différence significative entre les coefficients estimés. Donc, à l'exception des Britanniques, il apparaît que les structures de rémunération des femmes célibataires et non célibataires ne

Voir note(s) à la page 167.

sont pas significativement différentes. Pour les comparaisons entre les hommes et les femmes célibataires, l'hypothèse ne peut être rejetée au niveau de signification de 5 % pour les groupes d'autre origine ethnique et les groupes d'origine Européenne du Nord; dans la version réduite du modèle, l'hypothèse peut être rejetée au niveau de 5 %, mais pas au niveau de 1 %.

Il semble donc que les estimations des coefficients, et donc les structures de rémunération, diffèrent selon le sexe et l'état matrimonial à l'intérieur des groupes ethniques. La seule exception importante est relative aux femmes célibataires et non célibataires: sauf peut-être pour le groupe d'origine britannique, les résultats indiquent qu'il n'existe pas de différence statistiquement significative entre les structures de rémunération des femmes non célibataires et célibataires.

Le tableau 7.2 présente des données sur le rendement de l'instruction en fonction de l'état matrimonial, du sexe et du groupe ethnique. Selon les résultats, le rendement de l'instruction calculé d'après la version réduite est supérieur à celui qui est calculé d'après le modèle intégral dans tous les cas, mais les différences sont beaucoup plus prononcées chez les femmes que chez les hommes(7). Ainsi, chez les femmes non célibataires comme chez les femmes célibataires, il semble exister un lien positif entre les niveaux supérieurs d'instruction et les professions et secteurs d'activité les mieux rémunérés. Le fait de prendre en considération la profession et le secteur d'activité dans le modèle intégral donne lieu à des estimations des rendements de l'instruction de beaucoup inférieures à celles obtenues avec la version réduite du modèle, étant donné que dans ce dernier, l'augmentation des gains découlant du changement d'emploi et de secteur d'activité est prise en compte par la variable

Voir note(s) à la page 167.

TABLEAU 7.2. Rendement de l'instruction selon l'état matrimonial, le sexe et l'origine ethnique(1)

Origine ethnique	Etat matrimonial	Femmes		Hommes	
		Version réduite	Modèle intégral	Version réduite	Modèle intégral
Britannique					
	Célibataire	7.03	3.68	2.91	2.50
	Non célibataire	5.40	2.86	3.72	3.03
Française					
	Célibataire	6.69	2.09	2.95	2.88
	Non célibataire	5.00	2.14	2.86	2.55
Européenne du Nord					
	Célibataire	2.56	1.81	0.83	0.16
	Non célibataire	4.44	2.03	1.65	1.58
Européenne de l'Est et du Sud	Célibataire	4.73	2.04	4.95	4.02
	Non célibataire	3.42	2.02	2.28	1.63
Autre					
	Célibataire	5.82	5.23	4.31	3.03
	Non célibataire	3.54	1.64	2.78	2.40
Moyenne simple		4.86	2.55	2.87	2.38

(1) Chiffres calculés pour les personnes âgées de 30 ans et plus et qui n'ont pas déclaré de revenu d'un emploi autonome.

Source: Chiffres calculés à partir de données des bandes-échantillon.

d'instruction. Cet effet est beaucoup moins marqué chez les hommes que chez les femmes, ce qui laisse supposer que le rôle de l'instruction en tant que moyen d'élimination pour l'entrée dans les professions et secteurs d'activité les mieux rémunérés est moins important pour les hommes que pour les femmes.

Le tableau 7.3 présente la décomposition des écarts bruts entre les gains des célibataires et des non-célibataires selon le sexe et le groupe ethnique. La méthode de partition est la même que celle que nous avons employée au chapitre 6 et qui est décrite à l'annexe H. L'écart brut est l'excédent en pourcentage des moyennes géométriques des salaires et traitements des célibataires sur celles des non-célibataires appartenant au même groupe. On a décomposé cet écart en deux parties: la première est la portion de l'écart brut qui est liée à des différences entre les niveaux des caractéristiques, et la seconde, la portion qui est expliquée par des différences entre les taux de rendement de ces caractéristiques (c.-à-d. entre les structures de rémunération d'un groupe à l'autre).

Les chiffres concernant les femmes montrent que la majeure partie de l'écart entre les salaires et traitements des célibataires et ceux des non-célibataires peut être expliquée par des différences entre les niveaux des caractéristiques plutôt que par des différences entre les taux de rendement. Cela n'est pas étonnant étant donné que les taux de rendement des caractéristiques (c.-à-d. les coefficients) ne sont pas significativement différents au sens statistique, entre les femmes célibataires et non célibataires, sauf pour le groupe d'origine britannique. Même dans le cas de ce dernier groupe, les estimations indiquent cependant que sur un écart brut de 70.4 %, la majeure partie (entre 56.4 % et 63.3 %) reflète des

TABLEAU 7.3. Partition des écarts entre les salaires et traitements des personnes célibataires et non célibataires âgées de 30 ans et plus, selon l'origine ethnique et le sexe(1)

		Effets des niveaux des caractéristiques				Effets des taux de rendement			
		Version réduite		Version intégrale		Version réduite		Version intégrale	
Origine ethnique	Écart brut entre les rémunérations	Limite inférieure	Limite supérieure	Limite inférieure	Limite supérieure	Limite inférieure	Limite supérieure	Limite inférieure	Limite supérieure
A. Femmes célibataires par rapport aux femmes non célibataires									
Britannique	70.4	56.4	62.7	58.8	63.3	7.8	14.1	7.2	11.8
Française	58.0	40.1	51.9	42.2	54.3	6.2	17.9	3.6	15.7
Européenne du Nord	68.7	62.4	67.5	71.4	71.6	1.1	6.3	- 2.7	- 3.0
Européenne de l'Est et du Sud	50.1	46.8	53.7	47.5	53.7	3.2	- 3.6	2.4	- 3.8
Autre	51.6	43.5	52.5	53.0	55.6	- 0.9	8.0	- 1.5	- 4.1
B. Hommes célibataires par rapport aux hommes non célibataires									
Britannique	-53.4	-21.4	-21.8	-24.5	-26.3	-32.8	-33.1	-28.1	-30.0
Française	-46.1	-11.3	-13.8	-14.4	-16.0	-32.4	-34.8	-29.6	-31.2
Européenne du Nord	-41.0	-11.1	-11.2	-13.1	-16.7	-30.0	-30.0	-24.7	-28.3
Européenne de l'Est et du Sud	-38.1	- 6.5	-11.8	- 9.5	-13.4	-22.7	-27.9	-21.6	-25.5
Autre	-21.3	- 4.7	- 5.2	- 6.2	-10.0	-14.1	-14.6	-11.1	-14.8

(1) Les chiffres représentent les différences en pourcentage entre les moyennes géométriques des salaires et traitements et sont calculés en multipliant par 100 les différences entre les moyennes des logarithmes. Toutes les différences ont été calculées en soustrayant les non célibataires des célibataires. Par conséquent, un chiffre négatif indique un avantage pour le groupe non célibataire, tandis qu'un chiffre positif indique un avantage pour le groupe célibataire.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

différences entre les niveaux des caractéristiques, tandis qu'une faible portion seulement de l'écart provient de différences au niveau de la structure de la rémunération (effets des taux de rendement). Ainsi, au moins 80 % de l'écart brut est lié à des différences entre les niveaux des caractéristiques (comme des niveaux d'instruction supérieurs, davantage de semaines et d'heures travaillées, etc.), et pas plus de 20 % provient de variations entre les structures de rémunération.

La situation est la même pour les autres groupes ethniques. La majeure partie de l'écart brut est associée à des différences entre les niveaux des caractéristiques et une très faible portion découle d'écarts entre les taux de rendement.

Dans le cas des hommes, c'est l'inverse qui se produit. L'écart brut négatif indique que la moyenne géométrique des salaires et traitements des célibataires est inférieure à celle des non-célibataires, ces derniers gagnant de 21.3 % de plus (groupe d'autre origine ethnique) à 53.4 % de plus (groupe d'origine britannique). Pour chacun de ces groupes ethniques, la partie de l'écart entre les célibataires et les non-célibataires associée à des différences entre les niveaux des caractéristiques est plus faible (en valeur absolue) que la partie qui provient de structures de rémunération différentes. Il en découle que les différences entre les taux de rendement des caractéristiques constituent une plus importante source des écarts entre les salaires et traitements des hommes célibataires et non célibataires que les différences entre les niveaux des caractéristiques de ces deux groupes. Les écarts entre les niveaux des gains provenant de différences entre les taux de rendement ont souvent été attribués à une discrimination entre les groupes étudiés (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973; Masters, 1974; Holmes, 1976; Robb, 1978). Toutefois, ces études portaient généralement sur des comparaisons entre sexes et groupes raciaux à l'égard

desquels la plupart des gens estiment qu'il s'exerce une discrimination salariale. À notre connaissance, personne n'a jamais établi qu'il existe une discrimination sur le plan de la rémunération à l'encontre des hommes célibataires et en faveur des non-célibataires. Les gains supérieurs des non-célibataires par rapport à ceux des célibataires sont généralement attribués à des différences de motivation; les hommes mariés travailleraient plus que les célibataires étant donné qu'ils pourvoient aux principaux besoins de leur épouse et de leur famille. Si tel est le cas, les différences entre les coefficients estimés pour les fonctions de gains des célibataires et des non-célibataires proviennent alors de différences de motivation qui n'ont pas été entièrement appréhendées dans le modèle. Ce sont cependant ces différences entre les coefficients qui donnent lieu à des "résidus" qui ont souvent été attribués à une forme de discrimination.

Etant donné le peu d'indices corroborant l'hypothèse d'une discrimination salariale à l'encontre des hommes célibataires et en faveur des non-célibataires, il vaudrait probablement mieux considérer que les effets des taux de rendement reflètent principalement des différences de motivation provenant de facteurs liés au mariage, comme le processus de choix d'un conjoint. Cela étant, il est naturel de se poser des questions sur la signification de l'écart résiduel entre les races et les sexes qui, dans d'autres études, a été attribué à une discrimination. Ne serait-il pas possible que ces écarts résiduels découlent d'autres facteurs que la discrimination salariale, qui n'ont pas été pris en compte dans le modèle?

En résumé, une bonne part de l'écart entre les salaires et traitements des femmes célibataires et non célibataires peut être expliquée par des différences entre les niveaux de diverses caractéristiques, et seule une faible portion est due à des différences entre les taux de rendement de ces deux groupes. Chez les hommes cependant, les différences entre les taux de rendement des caractéristiques comptent pour plus de la moitié de l'écart brut entre les salaires et traitements des célibataires et des non-célibataires.

Les écarts entre les salaires et traitements des hommes et des femmes sont analysés ci-dessous.

7.3. L'effet du sexe sur la répartition des salaires et des traitements

D'après les niveaux des caractéristiques dont nous avons parlé à propos du tableau 7.1, il est clair que les femmes célibataires sont beaucoup plus semblables aux hommes que les femmes non célibataires sur le plan du travail accompli. En ce qui a trait aux semaines travaillées, les femmes célibataires ont un comportement analogue à celui des hommes non célibataires, mais en ce qui concerne la proportion travaillant à temps partiel, elles se rapprochent davantage des hommes célibataires. Les moyennes géométriques des niveaux des salaires et traitements des hommes et des femmes célibataires sont également très semblables. À cause des similitudes que présentent les caractéristiques des femmes célibataires et celles des hommes en général, nous allons nous pencher sur les écarts qui existent entre les salaires et traitements des femmes célibataires d'une part, et ceux des hommes célibataires et non célibataires d'autre part. Un bref exposé sur les femmes non célibataires par rapport aux hommes en général est présenté à titre de comparaison.

La partition des écarts entre les rémunérations des hommes et des femmes célibataires appartenant aux cinq groupes ethniques figure dans la première partie du tableau 7.4. Les écarts bruts indiquent que les salaires et traitements des femmes célibataires d'origine britannique et française dépassent ceux des hommes célibataires de 6.6 % et 2.6 % respectivement. Cependant, dans le cas des trois autres groupes ethniques, les niveaux de rémunération des hommes célibataires sont supérieurs à ceux des femmes célibataires. Lorsqu'on compare les signes des effets des niveaux des caractéristiques et des effets des taux de rendement, on se rend compte qu'ils sont de sens opposés. Dans chaque groupe ethnique, l'ensemble des caractéristiques des femmes célibataires est généralement plus avantageux que celui des hommes célibataires. Cependant, en ce qui concerne les effets des taux de rendement, les femmes n'ont pas l'avantage: les taux de rendement supérieurs des hommes compensent, et au-delà, les meilleurs niveaux des caractéristiques des femmes dans trois des cinq groupes ethniques, ce qui a pour résultat net que les hommes célibataires de ces groupes gagnent davantage que les femmes célibataires. Il faut toutefois noter que pour les groupes d'origine britannique et française, les deux effets se compensent presque et les hommes et les femmes célibataires ont à peu près les mêmes niveaux de rémunération. On obtient les mêmes résultats avec les estimations du modèle intégral et celles de la version réduite.

La partition des écarts entre les salaires et traitements des femmes célibataires et des hommes non célibataires figure dans la deuxième partie du tableau 7.4. D'après les écarts bruts, les hommes non célibataires ont des gains de 34.1 % à 57.2 % supérieurs à ceux des femmes célibataires du même groupe ethnique. Les effets des niveaux des

TABLEAU 7.4. Partition des écarts entre les salaires et traitements des hommes et des femmes de 30 ans et plus selon l'origine ethnique et l'état matrimonial(1)

Origine ethnique	Écart brut entre les rémunérations	Effets des niveaux des caractéristiques				Effets des taux de rendement			
		Version réduite		Version intégrale		Version réduite		Version intégrale	
		Limite inférieure	Limite supérieure	Limite inférieure	Limite supérieure	Limite inférieure	Limite supérieure	Limite inférieure	Limite supérieure
A. Hommes célibataires par rapport aux femmes célibataires									
Britannique	- 6.6	-26.4	-32.3	-19.8	-33.8	19.7	25.7	13.9	27.9
Française	- 2.6	-18.8	-22.9	-14.1	-24.6	16.2	20.3	12.7	23.2
Européenne du Nord	13.8	- 3.6	-15.3	- 3.4	-38.2	17.4	29.0	17.7	52.5
Européenne de l'Est et du Sud	19.1	-20.7	-25.0	-14.7	-37.6	39.8	44.1	33.9	56.8
Autre	12.8	-10.2	-18.0	-14.7	-60.6	23.0	30.8	29.4	75.3
B. Hommes non célibataires par rapport aux femmes célibataires.									
Britannique	46.8	- 3.0	- 4.6	- 5.8	6.8	50.9	52.5	41.7	54.3
Française	43.5	- 5.6	- 9.3	2.5	- 7.5	49.2	52.9	41.7	51.6
Européenne du Nord	54.8	0.3	4.4	- 4.8	14.7	50.5	54.7	41.0	60.5
Européenne de l'Est et du Sud	57.2	- 6.9	- 7.6	3.1	-22.2	60.4	61.1	57.2	76.4
Autre	34.1	- 4.6	-12.4	2.2	-56.5	38.9	46.7	33.6	92.4

Voir note(s) à la fin du tableau.

TABLEAU 7.4. Partition des écarts entre les salaires et traitements des hommes et des femmes de 30 ans et plus selon l'origine ethnique et l'état matrimonial(1)-(fin)

		Effets des niveaux des caractéristiques				Effets des taux de rendement			
		Version réduite		Version intégrale		Version réduite		Version intégrale	
Origine ethnique	Écart brut entre les rémunérations	Limite inférieure	Limite supérieure	Limite inférieure	Limite supérieure	Limite inférieure	Limite supérieure	Limite inférieure	Limite supérieure
C. Ensemble des hommes par rapport aux femmes non célibataires									
Britannique	113.	41.6	56.8	52.5	56.6	57.6	72.8	58.4	62.5
Française	97.	25.8	42.6	37.1	43.3	54.7	71.5	54.6	60.8
Européenne du Nord	121.	45.7	69.2	58.9	74.0	51.4	74.9	48.6	63.8
Européenne de l'Est et du Sud	101.	29.0	42.5	38.9	49.3	58.6	72.2	52.4	62.9
Autre	84.	23.3	40.5	29.6	33.1	43.2	60.4	52.2	55.7

(1) Les chiffres représentent les différences en pourcentage entre les moyennes géométriques des salaires et traitements et sont calculés en faisant la différence entre les moyennes des logarithmes multipliées par 100. Toutes les différences ont été calculées en prenant le chiffre pour les hommes moins celui pour les femmes. Par conséquent, les chiffres positifs indiquent un avantage pour les hommes, tandis que les chiffres négatifs indiquent un avantage pour les hommes, tandis que les chiffres négatifs indiquent un avantage pour les femmes.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

caractéristiques sont négligeables dans la plupart des cas, ce qui indique que les femmes célibataires et les hommes non célibataires ont des ensembles de caractéristiques très semblables. En fait, les limites inférieure et supérieure calculées dans le modèle intégral comprennent la valeur zéro dans l'intervalle estimé des effets des niveaux des caractéristiques pour tous les groupes ethniques. Par conséquent, on ne sait trop qui des hommes non célibataires ou des femmes célibataires ont un avantage sur le plan du niveau des caractéristiques.

Par contre, en ce qui concerne les effets des taux de rendement, les hommes non célibataires ont un net avantage sur les femmes célibataires. Les ordres de grandeur sont assez grands et prouvent que les taux de rendement des caractéristiques des hommes célibataires sont beaucoup plus élevés que ceux des femmes célibataires. Par exemple, les limites inférieure et supérieure estimées par la version réduite du modèle pour le groupe britannique indiquent que les hommes non célibataires perçoivent entre 50.9 % et 52.5 % de plus que les femmes célibataires d'origine britannique parce que les taux de rendement des caractéristiques des hommes sont supérieurs à ceux des femmes. Les estimations correspondantes du modèle intégral révèlent que les hommes célibataires gagnent de 41.7 % à 54.3 % de plus que les femmes célibataires à cause de leurs taux de rendement supérieurs. Pour les quatre autres groupes ethniques, les ordres de grandeur sont comparables.

La partition des écarts entre les salaires et traitements des femmes non célibataires et ceux de l'ensemble des hommes figure dans la troisième partie du tableau 7.4. D'après les écarts bruts, les moyennes géométriques des salaires et traitements des hommes sont à peu près doubles de celles des femmes non célibataires. La portion de l'écart qui résulte

de différences entre les taux de rendement est approximativement équivalente à celle obtenue lors des comparaisons entre les femmes célibataires et les hommes non célibataires. La plus grande différence entre ces deux comparaisons se situe sur le plan des effets des niveaux des caractéristiques. Les niveaux des caractéristiques des femmes célibataires et des hommes non célibataires étaient très semblables, alors que les femmes non célibataires sont beaucoup moins avantagées que l'ensemble des hommes sur ce plan.

Selon certains chercheurs, les effets des taux de rendement substantiels qui sont indiqués au tableau 7.4 résultent d'une discrimination. Il faut toutefois se montrer prudent en formulant une telle interprétation. Comme nous l'avons mentionné ci-dessus, à propos des comparaisons entre les hommes non célibataires et célibataires, la différence entre les taux de rendement de ces deux groupes peut tout simplement provenir de facteurs dont il n'a pas été tenu compte dans l'analyse. Supposons par exemple qu'il y ait équivalence entre les femmes célibataires et les hommes non célibataires en ce qui concerne toutes les variables prises en compte, mais que les hommes non célibataires soient plus motivés que les femmes célibataires et que, par conséquent, ils fournissent un plus grand travail. Si le marché du travail récompense les hommes pour leur meilleure productivité, cela ne peut se traduire dans l'analyse que par des taux de rendement supérieurs pour les caractéristiques observées. C'est ce genre de biais qui peut être à l'origine d'une partie des écarts entre les taux de rendement des femmes célibataires et des hommes non célibataires. Si tel est le cas, il serait fautif d'attribuer ces écarts à une discrimination sur le plan de la rémunération. Actuellement, la question de savoir si les écarts entre les taux de

rendement des hommes et des femmes proviennent d'une discrimination n'est pas résolue.

Certains soutiendront que si les femmes sont moins motivées que les hommes, ce qui reste à prouver, c'est à cause de leur rôle social et biologique dans la société. D'après ce stéréotype, on considère que la femme ne sera active que de façon intermittente ou temporaire; par conséquent, elles sont moins rémunérées et ont moins de possibilité d'avancement que les hommes dans des situations comparables, et partant, elles sont moins incitées à travailler beaucoup ou à acquérir des aptitudes "négociables" sur le marché du travail. Ce manque d'incitation peut être considéré comme de la discrimination, au sens large.

Cependant, les femmes célibataires observées aux fins de cette étude ont certainement investi du temps et des efforts en vue de s'instruire. Sur ce plan, elles se comparent très favorablement aux hommes, ainsi que sur celui du nombre de semaines de travail; ces facteurs constituent de prime abord des preuves de motivation. Bien des chercheurs estiment qu'il s'exerce une discrimination salariale à l'égard des femmes, et d'autres ont classé comme écarts entre les taux de rendement ce que nous avons trouvé comme forme de discrimination. Tout ceci laisse penser qu'une partie au moins des écarts importants entre les effets des taux de rendement des hommes non célibataires et des femmes célibataires pourrait être qualifiée de discrimination. Cependant, si on fait sienne cette hypothèse, il faut également imputer à la discrimination l'écart entre les taux de rendement des hommes célibataires et non célibataires dont nous avons parlé dans la section précédente.

7.4. L'effet de la répartition de l'emploi sur les salaires et traitements

Sur le marché du travail, la discrimination à l'égard d'un groupe peut se manifester d'une deuxième manière, à savoir sur le plan de l'emploi; cette forme de discrimination est définie comme l'exclusion systématique du groupe désavantagé des professions et secteurs d'activité les mieux rémunérés. Dans notre analyse, la discrimination sur le plan de l'emploi se traduirait par une augmentation de la valeur absolue des effets des niveaux des caractéristiques lorsqu'on tient compte de la profession et du secteur d'activité[8]. Donc, s'il y a discrimination sur le plan de l'emploi, l'amplitude absolue des effets des niveaux des caractéristiques devrait être plus forte dans le modèle intégral que dans la version réduite du modèle. Étant donné que dans chaque modèle, la somme des effets du niveau des caractéristiques et des effets des taux de rendement doit donner l'écart brut, il doit y avoir une variation compensatoire des effets des taux de rendement. En particulier, la discrimination sur le plan de l'emploi devrait se traduire par une réduction de la valeur absolue des effets des taux de rendement dans le modèle intégral par rapport à la version réduite.

Les chiffres du tableau 7.3 ne confirment pas l'hypothèse selon laquelle il s'exerce une discrimination entre célibataires et non célibataires du même sexe. De même, les chiffres du tableau 7.4 ne corroborent pas l'hypothèse qu'il existe une discrimination à l'encontre des femmes célibataires par exclusion des professions et secteurs d'activité les mieux rémunérés.

Ces résultats s'opposent directement à la conclusion de Oaxaca (1973, p. 708) au sujet des femmes aux États-Unis: il soutient en effet que c'est la concentration de femmes dans les emplois les moins rémunérés

Voir note(s) à la page 167.

qui produit les écarts importants entre les rémunérations des hommes et des femmes, et que cet effet est beaucoup plus important que celui d'un salaire inégal pour un travail égal. Les différences entre les conclusions de Oaxaca et celles de notre étude peuvent provenir entre autres du fait que Oaxaca a utilisé un ensemble quelque peu plus détaillé de secteurs d'activité et de professions que nous ne l'avons fait dans la présente étude(9). Il est possible qu'on aurait trouvé des indices d'une discrimination sur le plan de l'emploi si on avait utilisé des données plus détaillées sur la profession et le secteur d'emploi.

Voir note(s) à la page 167.

NOTES

(1) Richard P. Beilock est un co-auteur de ce chapitre.

(2) L'avantage retiré de la répartition de l'emploi par les hommes a été calculé de la façon suivante: $\sum_i b_i^m (\overline{X}_i^m - \overline{X}_i^f)$, et l'avantage que les hommes tirent de leur profession a été calculé par $\sum_i \overline{X}_i^f (b_i^m - b_i^f)$, où $\overline{X}_i^m$ et $\overline{X}_i^f$ sont la proportion d'hommes et de femmes dans la profession i, et b_i^m et b_i^f sont les rendements ou les avantages que les hommes et les femmes retirent de leur emploi dans la profession i par rapport à une profession de référence quelconque; la sommation porte sur toutes les professions prises en compte dans le modèle. Si les hommes et les femmes sont sensibles aux écarts entre les avantages que présentent diverses professions, ils devraient choisir les professions offrant des avantages relativement élevés. Ainsi, si b_i^m est relativement plus élevé que b_i^f pour une profession donnée, celle-ci présente plus d'attraits pour les hommes que pour les femmes, et $\overline{X}_i^m$ devrait être supérieur à $\overline{X}_i^f$. Par conséquent, en pondérant la répartition professionnelle de l'emploi entre les deux sexes $(\overline{X}_i^m - \overline{X}_i^f)$ par les avantages des hommes, on obtient un biais en faveur des hommes. De la même façon, si on pondère les écarts entre les sexes à l'intérieur des professions $(b_i^m - b_i^f)$ par la répartition professionnelle des femmes, cela biaise les résultats en leur faveur (contre les hommes). La solution à ce problème de nombre-indice consiste à évaluer deux fois chacun de ces éléments, une

fois en se servant des pondérations relatives aux hommes et une fois en se servant de celles relatives aux femmes (voir l'annexe H).

(3) La proposition qui suit est fondée sur la théorie du mariage de Becker (1976).

(4) Les données sur les gains à partir desquelles le graphique 2.4 ont été établis comprennent les personnes percevant un revenu d'un emploi autonome aussi bien que celles qui perçoivent des salaires et traitements.

(5) Au chapitre de l'âge, les femmes célibataires et les hommes non célibataires d'origines française, européenne du Nord et européenne de l'Est et du Sud étaient pratiquement identiques, tandis que les femmes d'origine britannique étaient relativement plus âgées, de même que les hommes d'autre origine ethnique. Dans les groupes d'origines britannique et française, les femmes célibataires ont travaillé presque le même nombre de semaines que les hommes non célibataires. Les hommes non célibataires d'origines européenne du Nord et européenne de l'Est et du Sud ont travaillé plus de semaines que les femmes non célibataires, tandis que c'était le contraire dans le cas des personnes d'autre origine ethnique.

(6) Les spécifications du modèle intégral et de la version réduite sont présentées à l'annexe I. Les estimations ne sont toutefois pas indiquées en raison du grand nombre des régressions.

(7) Dans le cas des femmes, la moyenne simple sur l'ensemble des groupes d'origine ethnique et d'état matrimonial passe de 2.55 dans le modèle intégral à 4.86 dans la version réduite, tandis que les chiffres correspondants pour les hommes s'établissent à 2.38 et 2.87 respectivement. Il y a beaucoup moins d'écart entre les chiffres des deux modèles portant sur les hommes.

(8) La raison en est la suivante. Posons que $\bar{X}_i^1$ et $\bar{X}_i^2$ représentent la proportion de travailleurs des groupes 1 et 2 qui travaillent dans le secteur d'activité i (c.-à-d. que $\bar{X}_i^1$ et $\bar{X}_i^2$ sont les moyennes de la $i^{\text{ème}}$ variable dichotomique de profession des groupes 1 et 2). Si la profession i est relativement mieux rémunérée que la profession exclue, les coefficients estimés b_i^1 et b_i^2 devraient alors être positifs. Si les deux groupes ont un égal désir de travailler dans des professions à rémunérations élevées, $\bar{X}_i^1$ et $\bar{X}_i^2$ devraient être à peu près égaux, et les effets des caractéristiques pour cette profession, b_i^1 $(\bar{X}_i^1 - \bar{X}_i^2)$ où b_i^2 $(\bar{X}_i^1 - \bar{X}_i^2)$, seront négligeables. Par contre, si le groupe 2 est systématiquement exclu des professions les mieux rémunérées, ou si les personnes de ce groupe sont moins attirées par ces professions que les personnes du groupe 1, b_i^1 $(\bar{X}_i^1 - \bar{X}_i^2)$ et b_i^2 $(\bar{X}_i^1 - \bar{X}_i^2)$ seront alors positifs. Dans le cas des professions relativement moins rémunérées que la catégorie exclue, b_i^1 et b_i^2 seront négatifs. Si le groupe 2 est systématiquement exclu des emplois les mieux rémunérés, ou si les personnes de ce groupe ne désirent pas fournir l'effort nécessaire pour occuper ces emplois, elles doivent nécessairement être concentrées dans les professions moins rémunérées, et $(\bar{X}_i^1 - \bar{X}_i^2)$ sera négatif pour

ces professions. Par conséquent, si on fait la sommation sur toutes les professions, $\sum_i b_i^1 (\overline{X}_i^1 - \overline{X}_i^2)$ et $\sum_i b_i^2 (\overline{X}_i^1 - \overline{X}_i^2)$ seront positifs si la répartition des emplois augmente de beaucoup le niveau des salaires et traitements en faveur du groupe 1.

(9) Oaxaca a employé au total 10 professions et 16 secteurs d'activité. Dans la présente étude, nous n'avons employé que 11 professions et neuf secteurs d'activité.

CHAPITRE 8

LA RÉPARTITION DES HEURES ET DES SEMAINES DE TRAVAIL

Un des principaux défauts de nos modèles analytiques est qu'ils ne permettent pas d'expliquer le nombre de semaines de travail des personnes. Les variations du nombre de semaines de travail sont une importante source d'inégalité des gains, chez les hommes comme chez les femmes. D'après l'analyse de l'inégalité présentée au chapitre 5, plus de 19 % de la variance du logarithme des gains des hommes provient de variations du nombre de semaines travaillées. L'analyse des gains des femmes présentée au chapitre 6 a révélé que les différences de semaines travaillées constituaient de loin la plus importante source d'inégalité pour chacun des cinq groupes ethniques observés.

Ce chapitre étudie les répartitions du nombre de semaines travaillées selon le sexe, l'âge et le groupe ethnique. Bien que cela ne permette pas d'expliquer le nombre de semaines travaillées, cela fournit des indications sur la façon dont ce nombre varie entre les groupes d'âge et entre les groupes ethniques. Ce chapitre comporte également un bref exposé sur la répartition des heures de travail en fonction du sexe, étant donné que le nombre hebdomadaire d'heures travaillées constitue l'autre aspect de l'offre de travail qui joue un rôle important dans l'explication des gains de chacun.

Il a fallu exclure des échantillons employés dans les analyses économétriques les personnes qui n'ont pas travaillé en 1970 parce que leurs gains étaient nuls. Par conséquent, les variables dépendantes sont indéfinies pour ces observations. Il est cependant intéressant de décrire

certaines des caractéristiques de ces personnes, et c'est pourquoi les distributions analysées dans ce chapitre comportent des observations portant sur toutes les personnes âgées de plus de 14 ans qui figurent dans les fichiers provinciaux des bandes-échantillon. Cet échantillon est plus vaste que ceux qui ont servi aux analyses des chapitres 5, 6 et 7.

Le tableau 8.1 présente les distributions des semaines de travail des hommes et des femmes par grands groupes d'âge. Lorsqu'on compare les distributions globales des semaines de travail des hommes et des femmes (totaux des colonnes pour les hommes et les femmes), on observe que 18.7 % des hommes de l'échantillon n'ont pas travaillé en 1970, comparativement à 54.3 % des femmes. À l'opposé, 49.6 % des hommes ont travaillé une année entière (c.-à-d. plus de 48 semaines), contre seulement 20.9 % des femmes. Bien que les nombres d'observations enregistrés pour les hommes et les femmes aux deux extrémités soient radicalement différents, les distributions sont assez semblables dans leurs parties centrales: 6.6 % des hommes et 7.0 % des femmes ont travaillé de 1 à 13 semaines, 14.4 % des hommes et 11.5 % des femmes de 14 à 39 semaines et 10.7 % des hommes et 6.4 % des femmes de 40 à 48 semaines.

Au chapitre des groupes d'âge, les distributions des hommes et des femmes de 15-24 ans sont probablement les plus semblables, peut-être parce que les échantillons sur lesquels elles reposent englobent les étudiants à temps plein et à temps partiel et que la majorité des célibataires appartiennent à ce groupe d'âge. Quoi qu'il en soit, 32.1 % des hommes et 44.5 % des femmes de ce groupe d'âge n'ont pas travaillé, tandis que 21.2 % des hommes et 18.5 % des femmes ont travaillé une année complète. Les distributions concernant les hommes de 25-44 ans et de 45-64 ans sont très semblables, ce qui est également vrai chez les femmes,

TABLEAU 8.1. Distribution des hommes et des femmes selon le nombre de semaines travaillées et selon l'âge

Groupes d'âge	Nombre de semaines travaillées(1)					Total (2) (ligne)
	0	1-13	14-39	40-48	49-52	
			Hommes			
15-24	6,241 32.1	3,299 17.0	4,191 21.6	1,578 8.1	4,119 21.2	19,428 26.7
25-44	931 3.5	662 2.5	3,451 2.9	3,435 12.9	18,245 68.3	26,724 36.7
45-64	1,620 8.3	539 2.8	2,267 11.6	2,466 12.7	12,578 64.6	19,471 26.7
65 et plus	4,866 67.1	297 4.1	583 8.0	322 4.4	1,183 16.3	7,251 10.0
Total (colonne)	13,658 18.7	4,797 6.6	10,492 14.4	7,801 10.7	36,126 49.6	72,874 100.0
			Femmes			
15-24	8,607 44.5	2,596 13.4	3,266 16.9	1,283 6.6	3,568 18.5	19,320 26.1
25-44	13,042 49.5	1,686 6.4	3,248 12.3	1,904 7.2	6,493 24.6	26.373 35.6
45-64	10,723 54.6	807 4.1	1,727 8.8	1,414 7.2	4,983 25.4	19,654 26.6
65 et plus	7,785 89.8	101 1.2	235 2.7	118 1.4	431 5.0	8,670 11.7
Total (colonne)	40,157 54.3	5,190 7.0	8,476 11.5	4,719 6.4	15,475 20.9	74,017 100.0

(1) Le premier chiffre inscrit dans chaque case représente le nombre d'observations de la case, et le second représente le nombre d'observations en pourcentage du total de la ligne.

(2) Le deuxième chiffre inscrit est le total de la ligne en pourcentage du total général.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

mais les distributions des hommes et des femmes sont radicalement différentes. Chez les hommes en effet, seulement 3.5 % et 8.3 % des 25-44 ans et des 45-64 ans respectivement n'ont pas travaillé, tandis que chez les femmes, les chiffres correspondants s'établissent respectivement à 49.5 % et 54.6 %. Ainsi, 94.5 % des hommes ont travaillé au moins une partie de l'année en 1970 et 66.7 % ont travaillé l'année entière, tandis qu'environ la moitié des femmes de ces groupes d'âge n'ont pas travaillé. Par ailleurs, seulement 24.9 % des femmes de ces groupes d'âge ont travaillé toute l'année. En ce qui concerne les personnes de 65 ans et plus, 89.8 % des femmes et 67.1 % des hommes n'ont pas travaillé, et seulement 5 % des femmes de cet âge ont travaillé l'année entière contre 16.3 % des hommes. Par conséquent, pour chaque groupe d'âge, une plus forte proportion d'hommes que de femmes ont travaillé toute l'année, et une plus forte proportion de femmes que d'hommes n'ont pas travaillé. Nous n'avons pas pu déterminer dans quelle mesure ces différences résultent d'effets d'offre de nature volontaire (par ex., du fait que les femmes quittent la population active pour élever des enfants et prendre soin de leur foyer), et d'effets de demande de nature involontaire (du fait que les femmes éprouveraient plus de difficultés à trouver un emploi). Néanmoins, quelle qu'en soit la cause, ces différences jouent un rôle important dans l'explication des écarts entre les répartitions des gains des hommes et des femmes.

8.1. Semaines de travail selon le groupe ethnique

Le tableau 8.2 donne les distributions des hommes et des femmes selon le nombre de semaines de travail, en fonction de divers groupes ethniques qui correspondent à ceux qui ont été employés au chapitre 5 pour les hommes et aux chapitres 6 et 7 pour les femmes.

TABLEAU 8.2. Distribution des personnes selon le nombre de semaines travaillées, l'origine ethnique, et le sexe

Origine ethnique	Nombre de semaines travaillées(1) 0	1-13	14-39	40-48	49-52	Total(2) (ligne)
			Hommes			
Britannique	5,856	2,128	4,399	3,207	16,443	32,033
	18.3	6.6	13.7	10.0	51.3	44.0
Française	4,471	1,362	3,017	2,087	9,385	20,322
	22.0	6.7	14.8	10.3	46.2	27.9
Européenne du	1,186	524	1,239	990	4,654	8.593
Nord	13.8	6.1	14.4	11.5	54.2	11.8
Européenne de	709	235	515	411	1,857	3,727
l'Est	19.0	6.3	13.8	11.0	49.8	5.1
Italienne	321	139	441	420	1,267	2,588
	12.4	5.4	17.0	16.2	48.9	3.6
Juive	193	94	136	120	618	1,161
	16.6	8.1	11.7	10.4	53.2	1.6
Oriental	131	38	90	69	259	587
	22.3	6.5	15.3	11.8	44.1	0.8
Indienne	278	103	166	69	144	760
autochtone	36.6	13.6	21.8	9.1	18.9	1.0
Autre	513	174	489	428	1,499	3,103
	16.5	5.6	15.8	13.8	48.3	4.3
	13,658	4,797	10,492	7,801	36,126	72,874
Totaux	18.7	6.6	14.4	10.7	49.6	100.0
			Femmes			
Britannique	17,697	2,565	4,033	2,127	7,401	33,823
	52.3	7.6	11.9	6.3	21.9	45.7
Française	12,826	1,169	1,976	1,148	3,804	20,923
	61.3	5.6	9.4	5.5	18.2	28.3
Européenne du	4,049	686	1,015	556	1,791	8,097
Nord	50.0	8.5	12.5	6.9	22.1	10.9
Européenne de	3,496	498	905	566	1,603	7,068
l'Est et du Sud	59.5	7.0	12.8	8.0	22.7	9.5
Autre	2,089	272	547	322	877	4,106
	50.9	6.6	13.3	7.8	21.4	5.5
	40,157	5,190	8,476	4,719	15,475	74,017
Totaux	54.3	7.0	11.5	6.4	20.9	100.0

(1) Le premier chiffre inscrit dans chaque case représente le nombre d'hommes ou de femmes dans la case. Le deuxième représente le nombre de personnes en pourcentage de l'effectif du groupe ethnique.

(2) Le deuxième chiffre inscrit dans chaque case de cette colonne est le nombre de personnes du groupe ethnique en pourcentage du nombre total d'hommes où de femmes.

(3) En ce qui concerne les hommes, ce groupe combine les hommes d'origine noire et antillaise avec ceux d'origine autre ou inconnue, comme dans le chapitre 5 .

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

Comme on pouvait s'y attendre, les distributions des semaines de travail varient considérablement d'un groupe ethnique à l'autre. Seulement 18.7 % de l'ensemble des hommes n'ont pas travaillé en 1970, 36.6 % des Indiens autochtones (près de deux fois le pourcentage précédent) n'ont pas travaillé du tout et plus de la moitié des hommes âgés de plus de 14 ans chez les Indiens n'ont pas travaillé ou ont travaillé moins de 14 semaines. Cela offre un fort contraste avec les Orientaux qui se sont situés au deuxième rang en ce qui concerne le pourcentage d'hommes n'ayant pas travaillé (22.3 %). C'est chez les Italiens et les Juifs qu'on trouve les plus faibles pourcentages d'hommes n'ayant pas travaillé (12.4 % et 16.6 % respectivement).

À l'opposé, 49.6 % de l'ensemble des hommes ont travaillé toute l'année (plus de 48 semaines); chez les Indiens autochtones, la proportion n'est que de 18.8 %. Ce dernier chiffre est de beaucoup inférieur à celui des personnes d'origine orientale (44.1 %) qui sont à l'avant-dernier rang. Les Européens du Nord et les Juifs sont en tête en ce qui concerne la proportion d'hommes ayant travaillé l'année entière (54.2 % et 53.2 % respectivement).

Les distributions des semaines de travail des femmes selon l'origine ethnique présentent beaucoup moins de variations que celles des hommes, ce qui est attribuable dans une large mesure au fait qu'on a regroupé les groupes ethniques numériquement faibles[1]. Dans l'ensemble, 54.3 % des femmes n'ont pas travaillé en 1970 et c'est chez les femmes d'origine française qu'on a observé le plus fort pourcentage de personnes inactives (61.3 %), pourcentage beaucoup plus élevé que celui de tout autre groupe. Seulement 18.2 % des femmes d'origine française ont travaillé toute l'année contre 20.9 % de l'ensemble des femmes. Le groupe d'origine

Voir note(s) à la page 182.

française a donc la plus forte proportion de femmes n'ayant pas travaillé et la plus faible proportion de femmes ayant travaillé l'année entière; c'est le seul groupe qui se démarque notablement par rapport au comportement global des femmes.

Il est évident que les différences considérables qu'on observe entre les distributions des semaines travaillées jouent un rôle déterminant dans les écarts entre les gains des divers groupes ethniques dont nous avons parlé au chapitre 2 au sujet des hommes et des femmes (graphiques 2.2 et 2.3), ainsi qu'aux chapitres 5, 6 et 7.

8.2. Heures de travail selon le sexe

Le tableau 8.3 présente les distributions des heures normalement travaillées par semaine selon le sexe. Dans le chapitre 4 nous avons vu que ces données ne portent pas nécessairement sur l'activité des personnes en 1970. En fait, ces chiffres concernent l'emploi occupé pendant la semaine qui a précédé le dénombrement ou l'emploi occupé le plus longtemps à partir du 1er janvier 1970 si la personne ne travaillait pas pendant la semaine du dénombrement. Les données du tableau 8.3 fournissent néanmoins certaines indications sur la répartition des heures de travail. Comme on pouvait s'y attendre, la proportion d'hommes et de femmes qui n'ont déclaré aucune heure de travail est inférieure à la proportion de ceux et celles qui ont déclaré ne pas avoir travaillé en 1970, puisque la question sur les heures de travail ne portait pas uniquement sur les emplois occupés en 1970, mais également sur les emplois que les personnes pouvaient avoir occupés en 1971 avant le recensement.

TABLEAU 8.3. Distribution des personnes selon les heures généralement travaillées par semaine et selon le sexe(1)

Sexe	Heures généralement travaillées								Total (ligne)
	0	1-19	20-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50 et plus	
Hommes	12,435	3,345	1,401	1,355	7,533	28,691	7,152	10,962	72,874
	17.1	4.6	1.9	1.9	10.3	39.4	9.8	15.0	100.0
Femmes	37,749	6,170	3,231	2,138	8,686	12,379	1,655	2,009	74,017
	51.0	8.3	4.4	2.9	11.7	16.7	2.2	2.7	100.0

(1) Le premier chiffre inscrit dans chaque case représente le nombre de personnes et le deuxième représente le nombre de personnes en pourcentage du total des hommes ou des femmes, selon le cas.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

Beaucoup plus de femmes que d'hommes n'ont pas déclaré d'heures de travail (51.0 % contre 17.1 %). Seulement 21.6 % des femmes ont travaillé 40 heures par semaine ou plus, comparativement à 64.2 % des hommes. Si l'on exclut les personnes qui n'ont pas déclaré d'heures de travail, les proportions correspondantes grimpent à 67.4 % chez les hommes et 44.2 % chez les femmes. Ces fortes différences qui séparent les répartitions des heures de travail entre hommes et femmes ont tendance à engendrer des gains plus faibles chez les femmes que chez les hommes, ce qui concorde avec les observations sur les gains relatifs des hommes et des femmes présentées dans les chapitres 2 et 7.

8.3. Caractéristiques des hommes et des femmes inactifs

Cette étude porte en premier lieu sur la répartition des gains. Cependant, 18.7 % des hommes et 54.3 % des femmes de plus de 14 ans n'ont pas travaillé en 1970, et n'ont par conséquent pas perçu de gains. Le tableau 8.4 indique les répartitions des hommes et des femmes inactifs par grand groupe d'âge et en fonction des autres revenus familiaux. Sur l'ensemble des personnes de l'échantillon qui n'ont pas travaillé en 1970, 1.8 % des hommes et 1.2 % des femmes ont déclaré un revenu familial nul. (Ces personnes vivaient probablement sur leur épargne.) Par ailleurs, 30.2 % des hommes et 22.5 % des femmes ont déclaré d'autres revenus familiaux de moins de $2,500, et 69.7 % des hommes et 59.3 % des femmes avaient d'autres revenus de moins de $8,500.

En ce qui concerne la répartition par âge des inactifs, la majorité des hommes avaient moins de 25 ans ou plus de 64 ans (45.7 % et 35.6 % respectivement) et seulement 18.7 % avaient de 25-64 ans. Cela contraste vivement avec la répartition des femmes, où 59.2 % avaient de 25-64 ans,

TABLEAU 8.4. Distribution des hommes et des femmes inactifs selon l'âge et les autres revenus familiaux(1)

Âge	Autres revenus familiaux(2) 0	1-2,499	2,500-8,499	8,500 et plus	Total (ligne) (3)
			Hommes		
15-24	51 0.8	751 12.0	2,073 33.2	3,366 53.9	6,241 45.7
25-44	33 3.5	501 53.8	293 31.5	104 11.2	931 6.8
45-64	89 5.5	788 48.6	556 34.3	187 11.6	1,620 11.9
65 et plus	78 1.6	2,082 42.8	2,225 45.7	481 9.9	4,866 35.6
Total (colonne)	251 1.8	4,122 30.2	5,147 37.7	4,138 30.3	13,658 100.0
			Femmes		
15-24	76 0.9	1,125 13.1	3,258 37.9	4,148 48.2	8,607 21.4
25-44	113 0.9	1,245 9.5	5,046 38.7	6,638 50.9	13,042 32.5
45-64	159 1.5	2,200 20.5	3,615 33.7	4,749 44.3	10,723 26.7
65 et plus	153 2.0	4,478 57.5	2,339 30.0	815 10.5	7,785 19.4
Total (colonne)	501 1.2	9,048 22.5	14,258 35.5	16,350 40.7	40,157 100.0

(1) Les autres revenus familiaux sont définis comme le revenu familial total moins le revenu d'emploi de la personne.

(2) Le premier chiffre inscrit dans chaque case est le nombre d'observations dans la case, et le second représente le nombre d'observations en pourcentage du nombre d'hommes et de femmes dans chaque groupe d'âge (total de la ligne).

(3) Le deuxième chiffre représente le nombre d'hommes et de femmes du groupe d'âge en pourcentage du nombre total d'hommes ou de femmes de l'échantillon.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

seulement 21.4 % avaient moins de 25 ans et 19.4 % avaient plus de 64 ans. Cet écart considérable est indubitablement attribuable à la plus forte proportion de mères et de femmes au foyer chez les femmes de 25-64 ans.

Les distributions des inactifs en fonction des autres revenus familiaux varient beaucoup d'un groupe d'âge à l'autre. Chez les 15-24 ans, 53.9 % des hommes et 48.2 % des femmes avaient d'autres revenus familiaux de $8,500 ou plus, tandis que seulement 9.9 % des hommes et 10.5 % des femmes de 65 ans et plus avaient d'autres revenus familiaux de cet ordre. Dans les groupes d'âge moyens, 57.3 % et 54.1 % des hommes inactifs de 25-44 ans et de 45-64 ans respectivement ont déclaré d'autres revenus familiaux de moins de $2,500, ce qui s'oppose à 10.4 % et 22.0 % des femmes inactives de ces groupes d'âge et de revenu. Respectivement 50.9 % et 44.3 % des femmes de 25-44 ans et de 45-64 ans ont déclaré d'autres revenus familiaux de plus de $8,500, tandis que seulement 11.2 % et 11.6 % des hommes inactifs de ces groupes d'âge avaient d'autres revenus familiaux de cet ordre de grandeur.

Les femmes inactives des groupes d'âge moyens semblent avoir des revenus familiaux plus élevés que les hommes des mêmes groupes d'âge. Cependant, une proportion légèrement supérieure d'hommes inactifs que de femmes inactives de 15-24 ans a déclaré des revenus familiaux de $8,500 et plus, et une plus forte proportion de femmes inactives que d'hommes de 65 ans et plus ont déclaré d'autres revenus familiaux de moins de $2,500. Si l'on considère toutefois les distributions pour l'ensemble des hommes et des femmes inactifs, les femmes semblent dans une meilleure position que les hommes dans la mesure où une plus forte proportion ont déclaré d'autres revenus familiaux de $8,500 ou plus et où une plus faible proportion ont déclaré d'autres revenus familiaux de moins de $2,500.

NOTES

(1) Bien que les résultats ne soient pas donnés, les distributions des semaines de travail correspondant aux groupes ethniques observés pour les hommes ont également été totalisées. Avec ce plus grand nombre de groupes ethniques, les variations d'un groupe ethnique à l'autre étaient presque aussi importantes chez les femmes que chez les hommes.

ANNEXE A

DÉTERMINATION DU TAUX DE RENDEMENT DU CAPITAL HUMAIN

Dans cette annexe, nous étudions comment on peut déterminer le taux de rendement du capital humain d'une personne, ce qui va nous amener à faire une digression sur l'accumulation optimale de capital humain.

Becker (1967, 1975) s'est penché sur l'investissement optimal en capital humain des particuliers, dans un contexte de demande et d'offre de fonds à investir[1]. Dans un monde d'information parfaite et de certitude, une personne rationnelle continuera à investir en capital humain au cours de chaque période, jusqu'à ce que le taux de rendement interne d'un investissement supplémentaire soit égal au coût d'option (taux d'intérêt) lié à l'obtention de nouveaux fonds à investir (les coûts et les rendements comprenant des éléments à la fois psychiques et monétaires). Le taux de rendement interne approprié est celui pour lequel la valeur actuelle de toutes les augmentations de revenus futurs qui seront obtenues grâce à l'investissement sera égale au coût actualisé de cet investissement.

On suppose que pour une période donnée quelconque, la production de capital humain (h) nécessite des entrées de capital humain déjà accumulé (H), une part du temps de l'"investisseur" qui est consacrée à l'accumulation de capital humain (T) et des ressources achetées sur le marché (M). Ceci s'exprime par:

$$h = G(M, T, H, B), \qquad (A.1)$$

où B est un vecteur représentant l'aptitude de la personne à utiliser le capital humain qu'elle a déjà accumulé pour gagner un revenu sur le marché du travail. Ainsi, le coût d'un investissement supplémentaire en capital

---

Voir note(s) à la page 188.

humain est une combinaison d'entrées achetées et du coût d'option du temps de l'investisseur, ce dernier dépendant du montant déjà investi en capital humain et de l'aptitude de la personne à tirer profit de ses investissements antérieurs pour percevoir un revenu.

Le taux de rendement de cet investissement est tributaire de l'efficacité avec laquelle la personne peut réaliser un "potentiel de gains". Ben-Porath (1967) a démontré que si les ressources achetées sur le marché sont combinées de façon optimale avec le temps de l'investisseur, le taux de rendement de l'investissement doit nécessairement être une fonction décroissante du montant investi au cours de la période(2).

Le taux d'intérêt associé aux fonds à investir (y compris les gains "sacrifiés") dépendra du montant requis (le niveau de l'investissement h), de la quantité de capital humain déjà accumulé (la possibilité d'avoir une bourse et les taux d'intérêt sur les prêts aux étudiants ne sont pas les mêmes selon que l'on se trouve au deuxième et troisième cycles ou au premier cycle et au niveau collégial et secondaire) et de nombreux autres facteurs de possibilités de "réussite", comme le contexte économique et social et l'état matrimonial de l'investisseur.

L'exposé précédent peut être mis sous forme de diagramme, comme le montre le graphique A.1 qui illustre les décisions d'investir en capital humain (disons en instruction) que prend une personne au cours de périodes données. L'axe horizontal représente le flux d'investissement mesuré en dollars (h), tandis que l'axe vertical mesure le taux de rendement interne de l'investissement et le coût marginal des capitaux (taux d'intérêt). Les courbes d_1, d_2 et d_3 donnent les taux marginaux de rendement pendant les périodes 1, 2 et 3 respectivement, d_2 prenant en compte les effets productifs de l'investissement de la période un. Les courbes c_1, c_2 et

---

Voir note(s) à la page 188.

c_3 indiquent les coûts d'option des fonds à investir, tels qu'ils se présentent à la personne au cours des périodes successives. Le montant optimal à investir au cours de la période deux par exemple est déterminé par l'intersection de d_2 et de c_2.

En général, on peut établir un système à deux équations simultanées pour la $i^{\text{ème}}$ personne, de la manière suivante:

$$r_i^d = \beta_0 + \beta_1 h_i + \sum_{j=2}^{M} \beta_j X_{ij}^d + u_i^d \quad (A.2)$$

et

$$r_i^s = \delta_0 + \delta_1 h_i + \sum_{j=2}^{N} \delta_j X_{ij}^s + u_i^s, \quad (A.3)$$

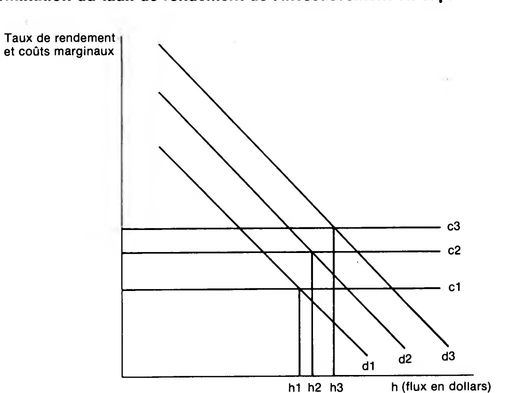
où les X_{ij}^s et les X_{ij}^d représentent des variables qui influent respectivement sur les positions des courbes de demande d'investissement et d'offre de fonds, où les u_i^s et les u_i^d sont des termes d'erreur stastistique et où les β et les δ sont des paramètres inconnus. À l'équilibre, $r_i^s = r_i^d$. Du fait qu'on ne dispose pas de données sur r_i et h_i, on ne peut pas estimer ces équations, mais il est possible d'obtenir une solution pour une forme réduite relative à r_i, forme qui peut s'écrire

$$r_i = \gamma_0 + \sum_{k=1}^{K} \gamma_k X_{ik} + u_i, \quad (A.4)$$

où les γ sont des conbinaisons des β et des δ , où $X_{ik}(k=1,\ldots,K)$ comprend toutes les variables X_{ij} de A.2 et A.3 (qui sont supposées être exogènes ou pré-déterminées) et où u_i est une combinaison des

Graphique — A.1

Détermination du taux de rendement de l'investissement en capital humain



u_i^s et des u_i^d. Ainsi, le taux de rendement du capital humain pour la personne i est un taux moyen espéré ($\gamma_0 + \Sigma\gamma_k X_{ik}$) qui dépend des niveaux des X_{ik} et d'un élément aléatroie u_i. L'équation A.4 est identique à l'équation 3.5.

NOTES

(1) Parmi les chercheurs qui ont étudié l'investissement optimal en capital humain, mentionnons Ben-Porath (1967) et Haley (1973). Rosen (1976) en donne un bon exposé sommaire.

(2) Ben-Porath (1967, p. 353) a défini le capital humain comme un concept analogue aux "machines" dans le cas du capital matériel. Il définit une unité de capital humain comme la quantité de capital nécessaire pour produire un certain taux de location, R, sur le marché du capital humain. De cette façon, le stock de capital humain, K, possédé par une personne est simplement son potentiel de revenu divisé par R. Ben-Porath montre que, avec un ensemble raisonnable d'hypothèses, le coût marginal d'acquisition d'unités de capital humain est une fonction croissante du nombre d'unités acquises par période. Comme le taux de location par unité de K est fixe, le taux de rendement marginal de l'investissement est nécessairement une fonction décroissante du montant investi au cours de la période.

ANNEXE B

LA PROCÉDURE D'ESTIMATION

Cette annexe porte sur l'obtention et l'estimation de l'équation 3.6. En substituant les termes des équations 3.3, 3.4 et 3.5 dans l'équation 3.2, nous obtenons:

$$Y_i = (\alpha_0 + \sum_j \alpha_j Z_{ij} + e_i) + [S_i + \theta\, f(EX_i)] (\gamma_0 + \sum_k \gamma_k X_{ik} + u_i), \qquad (B.1)$$

qui peut aussi s'écrire:

$$Y_i = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j Z_{ij} + [S_i + \theta\, f(EX_i)] [\gamma_0 + \sum_k \gamma_k X_{ik}] + \varepsilon_i, \qquad (B.2)$$

où

$$\varepsilon_i = e_i + [S_i + \theta\, f(EX_i)]\, u_i = e_i + H_i u_i \qquad (B.3)$$

est un terme d'erreur.

L'équation B.1 peut être considérée comme un modèle non linéaire à coefficients aléatoires. C'est un modèle à coefficients aléatoires du fait que l'ordonnée à l'origine (a_i) et les rendements du capital humain (r_i) sont aléatoires, étant composé d'un élément systématique et d'un terme d'erreur résiduel. Il s'agit d'un modèle non linéaire du fait que H_i et r_i dépendent tous deux de paramètres inconnus[1]. Si les termes d'erreur de

---

Voir note(s) à la page 194.

l'équation B.1 sont rassemblés en un terme d'erreur commun comme dans l'équation B.2, ce dernier, ε_i, qui est décrit dans l'équation B.3, est hétéroscédastique. Si $E(e_i) = E(u_i) = E(u_i e_i) = 0$, alors $E(\varepsilon_i) = 0$ et

$$\mathrm{Var}\varepsilon_i = E(\varepsilon_i^2) = \sigma_e^2 + H_i^2\,\sigma_u^2 = \sigma_i^2, \tag{B.4}$$

où H_i, qui est défini en 3.3, dépend du paramètre inconnu θ, et où σ_e^2 et σ_u^2 sont respectivement les variances constantes de e_i et u_i, et où S_i et EX_i sont supposés être non stochastiques. Ainsi, le modèle tel qu'il apparaît en B.2 peut être considéré comme un modèle non linéaire à coefficients constants ayant un terme d'erreur hétéroscédastique. On peut concevoir d'obtenir des estimations du maximum de vraisemblance pour les paramètres de B.2 et de B.4, ce qui rend alors aussi possible de tester les hypothèses $\alpha_j = \gamma_k = 0$ pour tous les j et k > 0 à l'aide des procédures du rapport de vraisemblance. Cependant, l'estimation du maximum de vraisemblance devient extrêmement non linéaire du fait que certains des paramètres inconnus de B.2 apparaissent également en B.4.

On peut exprimer les paramètres de l'équation B.2 sous une nouvelle forme et en obtenir un équivalent linéaire:

$$Y_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{J} \alpha_j Z_{ij} + \gamma_0 S_i + \lambda_0 f(EX_i) + \sum_{k=1}^{K} \gamma_k\, S_i X_{ik} + \sum_{k=1}^{K} \lambda_k\, f(EX_i) X_{ik} + \varepsilon_i, \tag{B.5}$$

où les restrictions non linéaires $\lambda_K = \theta\gamma_k$ sont ignorées. Le modèle linéaire de B.5 se réduira au modèle simple de 3.1 si (comme ci-dessus) $\alpha_j = \gamma_k = 0$ pour tous les j et k > 0. Cependant, il n'est pas possible

sous cette forme de tester directement si $\gamma_k = 0$, du fait que les paramètres combinés de la forme $\theta \gamma_k = \lambda_k$ sont estimés. En outre, l'estimation de B.5 par les moindres carrés ordinaires sera grevée de problèmes d'hétéroscédasticité et donnera des estimations des paramètres qui seront sans biais et convergentes, mais inefficientes. Quant aux estimations habituelles de la matrice des variances-covariances des paramètres estimés, elles seront à la fois biaisées et non convergentes, ce qui rendra difficile les tests d'hypothèses. Ainsi, l'équation B.5 a été estimés à l'aide de la procédure suivante du maximum de vraisemblance. On peut réécrire toutes les n observations en B.5, soit

$$Y = W\beta + \varepsilon, \tag{B.6}$$

où Y et ε sont des vecteurs n x 1 composés d'éléments Y_i et ε_i, où W est une matrice n x p des observations sur les variables indépendants qui comprend une colonne — unité, et où β est un vecteur p x 1 des paramètres à estimer, avec $\beta' = [\alpha_0, \alpha_1, \ldots, \alpha_J, \gamma_0, \lambda_0, \ldots, \gamma_K, \lambda_K]$.

L'équation B.4 peut être exprimée par

$$\sigma_i^2 = (\eta + H_i^2)\sigma_u^2 = v_i \sigma_u^2 \tag{B.7}$$

où $\eta = \sigma_e^2/\sigma_u^2$ est le rapport inconnu des variance. Les hypothèses ci-dessus impliquent que $E\varepsilon = 0$. Si l'on suppose en plus que $E\varepsilon_i\varepsilon_j = 0$ pour $i \neq j$ (une hypothèse raisonnable pour des données transversales), alors

$$E\varepsilon\varepsilon' = \sigma_u^2 V, \tag{B.8}$$

où V est une matrice diagonale n x n ayant des v_i sur sa diagonale principale. Si par hypothèse, ε_i suit une loi normale, alors le logarithme de la fonction de vraisemblance peut s'écrire:

$$L = -(n/2)\ [\ell n(2\pi) + \ell n\sigma_u^2] - (1/2) \sum_{i=1}^{n} \ell n v_i$$

$$-(1/2\sigma_u^2)\ (Y - W\beta)'V^{-1}\ (Y - W\beta). \tag{B.9}$$

On souhaite maximiser L par rapport à β, σ_u^2 et η. Les conditions du premier ordre peuvent s'écrire:

$$\frac{\partial L}{\partial \beta} = -\frac{1}{\sigma_u^2}\ (W'V^{-1}W\beta\ - W'V^{-1}Y) = 0 \tag{B.10}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \sigma_u^2} = -\frac{n}{2\sigma_u^2} + \frac{1}{2(\sigma_u^2)^2}\ (Y - W\beta)'V^{-1}\ (Y - W\beta) = 0 \tag{B.11}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \eta} = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{1}{v_i}\right) + \frac{1}{2\sigma_u^2}\ (Y - W\beta)'V^{-1}V^{-1}\ (Y - W\beta) = 0 \tag{B.12}$$

Il est extrêmement difficile de résoudre de façon simultanée B.10, B.11 et B.12. Aussi a-t-on procédé par itération de la façon suivante. On obtient des estimations de β et σ_u^2 en résolvant B.10 et B.11 simultanément, à l'aide d'une valeur de départ arbitraire pour η. La résolution simultanée de B.10 et de B.11 donne:

$$\hat{\beta} = (W'V^{-1}W)^{-1}W'V^{-1}Y \tag{B.13}$$

et

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{n}(Y'V^{-1}Y - \hat{\beta}'W'V^{-1}Y). \tag{B.14}$$

B.13 et B.14 sont les estimations habituelles des moindres carrés généralisés lorsque la matrice V est connue. Cependant, V consiste en une matrice diagonale dont l'élément typique est $v_i = \eta + H_i^2$ qui n'est pas connu. Comme on l'a déjà mentionné, on peut choisir une valeur de départ

arbitraire pour $\eta = \eta_o$. Cependant, H_i est le niveau de capital humain de la $i^{ème}$ personne et n'est pas directement observable: il faut donc l'estimer. En supposant que $f(EX_i) = \theta_1 EX_i + \theta_2 EX^2$ dans l'équation 3.3 est une fonction quadratique de l'expérience, on peut obtenir une estimation de H_i par:

$$\hat{H}_i = [\hat{\gamma}_0 \quad S_i + \hat{\gamma}_0\hat{\theta}_1 EX_i + \hat{\gamma}_0\hat{\theta}_2 EX_i]/\hat{\gamma}_0 \qquad \text{(B.15)}$$

et γ_0, $\gamma_0\theta_1$, et $\gamma_0\theta_2$ sont des estimations OLS convergentes des paramètres de l'équation B.6, c.-à-d. de l'équation 3.6 du texte.

Une fois que l'on a estimé $\hat{\beta}$ et $\hat{\sigma}_u^2$ à l'aide de B.13, B.14 et B.15, ces estimations peuvent être introduites dans la fonction de vraisemblance logarithmique pour obtenir une fonction de vraisemblance marginale, à savoir:

$$L^* = -n/2[\ell n(2\pi) - \ell n\ \hat{\sigma}_u^2] - (1/2)\Sigma(\eta_o + \hat{H}_i^2)$$
$$- (1/2\ \sigma_u^2) \sum_{i=1}^{n} [(S_i - \sum_{k=1}^{p} \hat{\beta}_k W_{ik})Y_i/(\eta_o + \hat{H}_i^2)]. \qquad \text{(B.16)}$$

La fonction de vraisemblance marginale a été évaluée pour différentes valeurs de η, et la valeur de η correspondant au maximum de L* a été utilisée comme une estimation révisée. Cette nouvelle valeur, $\hat{\eta}_1$, et les estimations révisées obtenues à partir de l'équation B.13 ont été utilisées pour calculer une nouvelle matrice V; celle-ci sert alors dans une deuxième itération et donne des estimations révisées de β et σ_u^2. On a continué ce processus itératif jusqu'à ce que les estimations convergent vers une valeur stable; pour arrêter la procédure, le critère retenu a été que la plus forte variation d'un paramètre entre deux itérations soit inférieure à 1 %.

NOTES

(1) Nous nous intéressons ici à la généralisation du modèle à coefficients aléatoires établi par Singh et al. (1976) en leur modèle de "réponse" à moyennes variables. Il faut noter que si H_i était directement observable, il s'agirait alors d'un modèle linéaire à coefficients aléatoires.

ANNEXE C

ESTIMATION DES CORRECTIONS À APPORTER À L'EXPÉRIENCE DES FEMMES À CAUSE DES NAISSANCES

Définissons les gains bruts potentiels (Y*) au cours de l'année t comme:

$$Y^*_t = RK_t, \qquad (C.1)$$

où R est le prix de "location" par unité de capital humain et où K_t est le montant de capital humain au moment t. Les gains réels (Y) au cours de l'année t sont:

$$Y_t = Y^*_t - C_t = Y^*_t(1 - \theta_t) = RK_t\ (1 - \theta_t), \qquad (C.2)$$

où C_t est l'investissement brut en capital humain pendant l'année t, mesuré en fonction des gains bruts "sacrifiés", soit $C_t = R\theta_t K_t$, où θ_t étant la proportion du stock existant de capital humain qui est consacrée à sa propre accumulation. La variation du capital humain par unité de temps peut s'écrire:

$$\frac{dK}{dt} = \dot{K} = C_t - \delta K_t = (R\theta_t - \delta)K_t, \qquad (C.3)$$

où δ est un taux constant de dépréciation du stock existant de capital humain.

Supposons maintenant que la vie d'une femme après l'âge de six ans puisse être divisée de façon exhaustive en trois catégories: i) périodes de scolarité, ii) périodes sans travail et sans scolarité, et iii) périodes de travail mais sans scolarité.

Au cours des périodes de type i d'instruction, tout le capital humain déjà accumulé est consacré à accumuler un surplus de capital humain, et $\theta_t = 1$. De ce fait,

$$\dot{K} = (R - \delta)K_t \text{ for } 0 \leq t \leq S, \qquad (C.4)$$

où S est égal au nombre total d'années de scolarité entreprises. À un moment quelconque de la période de scolarité, le stock accumulé de capital humain sera:

$$K_t = K_o e^{(R - \delta)t} \text{ for } 0 \leq t \leq S, \qquad (C.5)$$

où K_o est le stock initial de capital humain.

Pendant les périodes de type ii, il n'y a pas d'investissement en capital humain et $\theta_t = 0$. Donc, le taux de variation du capital humain est:

$$\dot{K} = -\delta K_t, \qquad (C.6)$$

et, à un instant donné choisi au cours de la période d'interruption du travail et de la scolarité, le stock de capital humain sera:

$$K_t = K_1 e^{-\delta t} \quad \text{for } 0 \leq t \leq H, \qquad (C.7)$$

où H représente la longueur de l'interruption et K_1 est la valeur du stock de capital humain au début de la période d'interruption.

Enfin, au cours des périodes de type iii, le stock existant de capital humain peut être attribué à l'accumulation d'un surplus de capital humain par le biais de la formation en cours d'emploi, aux revenus tirés d'activité sur le marché, ou à une combinaison des deux. Ainsi, au cours de cette période, $0 \leq \theta_t \leq 1$. D'après la théorie de l'accumulation optimale du capital humain, on peut penser que θ baissera au cours de la vie active d'une personne (Haley, 1973) et on suppose généralement que l'investissement en capital humain cesse vers la fin de la vie active (c.-à-d. que θ devient nul). En nous inspirant de Mincer (1974), nous posons comme restriction que θ diminue linéairement au cours de la vie active de la femme et:

$$\theta_t = a + bt \quad \text{for } 0 \leq t \leq T, \qquad (C.8)$$

où T est la longueur totale de la vie active (en années), et a et b sont des paramètres tels que $0 \leq a \leq 1$ et $b < 0$. Ainsi, pendant la vie active, le taux de variation du capital humain est:

$$\dot{K} = (\theta_t R - \delta)K_t = [R(a + bt) - \delta]K_t. \quad (C.9)$$

À un instant quelconque, le stock correspondant de capital humain sera:

$$K_t = K_2 \exp\{(Ra - \delta)t + Rbt^2/2\}, \quad (C.10)$$

où K_2 est le stock de capital humain au début de la période active.

Étant donné les hypothèses précédentes concernant la valeur de location, la dépréciation et l'accumulation du capital humain, il est facile de démontrer que le stock de capital humain à un instant donné est indépendant de l'ordre séquentiel des périodes "scolarité - interruption - expérience" qui ont précédé cet instant, et que le stock ne dépend que de la durée consacrée à chacune des phases. L'accumulation de capital humain au cours de la vie active dépend du stock de capital humain au début de la période active, du temps de travail réellement écoulé, et des paramètres constants R, a, b et S. Une fois posées ces hypothèses, le stock accumulé de capital est indépendant de la séquence, que les interruptions dans la scolarité ou l'expérience de travail soient dues à la naissance d'enfants ou à toute autre raison. De ce fait, pour que notre exposé soit plus simple sans toutefois perdre de sa généralité, nous supposons que la séquence est "scolarité - interruption - expérience continue".

Considérons une femme qui a S années de scolarité, H années d'instruction et X années d'expérience continue. En substituant les termes des équations C.5 et C.7 dans l'équation C.10, on peut montrer que le stock de capital humain est:

$$K_X = K_o \exp\{(R - \delta)S - \delta H + (Ra - \delta)X + RbX^2/2\}. \quad (C.11)$$

En substituant les termes des équations C.11 et C.8 dans l'équation C.2, les gains nets sont:

$$Y = \{R(1 - a - bX)K_o\}\exp\{(R - \delta)S - \delta H + (Ra - \delta)X + RbX^2/2\}. \tag{C.12}$$

En prenant les logarithmes naturels des deux membres de C.12, on obtient:

$$\ell nY = \ell n(RK_o) + \ell n\ (1 - a - bX) + (R - \delta)S - \delta H + (Ra - \delta)X + (Rb/2)X^2 \tag{C.13}$$

Comme a + bX est faible, on peut montrer en développant la série de Taylor que $\ell n(1 - a - bX) \simeq - a - bX$. L'équation C.13 peut donc être approximée par:

$$E = \ell nY = \beta_0 + \beta_1 S - \delta H + \beta_2 X + \beta_3 X^2 \tag{C.14}$$

où $\beta_0 = \ell n\ RK_o - a$, $\beta_1 = (R - \delta)$, $\beta_2 = (Ra - \delta - b)$, and $\beta_3 = Rb/2$.

Malheureusement, l'équation C.14 ne peut pas être estimée directement pour les femmes, car les données du recensement ne contiennent pas d'observation sur H et X. Toutefois, il est possible d'obtenir des estimations indirectes de H et de X grâce à l'hypothèse selon laquelle H est une fonction du nombre d'enfants nés (N). Une telle relation peut être approximée par une fonction quadratique de la forme:

$$H = \alpha_1 N + \alpha_2 N^2, \tag{C.15}$$

où $\alpha_1 > 0$ et $\alpha_2 \lesseqgtr 0$. Définissons l'expérience potentielle X* pour les femmes, comme étant l'âge (A) moins les années de scolarité, moins six. Si l'interruption due aux accouchements et à l'éducation des enfants est responsable de la totalité de la différence entre les expériences réelle et potentielle sur le marché du travail, alors

$$X^* = X - H = A - S - 6, \tag{C.16}$$

En substituant l'équation C.15 à H et X* à X dans l'équation C.14, on obtient l'équation suivante qui, elle, peut être estimée:

$$E = \beta_0^* + \beta_1^* S + \Psi_1 N + \Psi_2 N^2 + \beta_2^* X^* + \beta_3^* X^{*2}, \qquad (C.17)$$

où $\Psi_1 = -\delta\alpha_1$ et $\Psi_2 = -\delta\alpha_2$. D'après C.14 et C.15, il est évident que si $\hat{\Psi}_1$ et $\hat{\Psi}_2$ sont des estimations des paramètres de C.17, alors

$$\hat{\Psi}_1 N + \hat{\Psi}_2 N^2 = -\delta\hat{H} \qquad (C.18)$$

est une estimation de la baisse du logarithme naturel des gains potentials due à la dépréciation des stocks de capital humain et aux possibilités d'investissement sacrifiées pendant les interruptions d'activité liées aux naissances. Définissons Z comme étant le montant supplémentaire d'expérience active potentielle qui est nécessaire pour compenser la perte de "pouvoir de gain" due à un nombre donné d'enfants. En prenant les coefficients estimés de l'expérience potentielle et de l'expérience potentielle au carré de l'équation C.17 et en utilisant l'équation C.18, nous obtenons

$$\hat{\beta}_2^* Z + \hat{\beta}_3^* Z^2 = -\hat{\Psi}_1 N - \hat{\Psi}_2 N^2. \qquad (C.19)$$

L'équation C.19 peut être résolue pour l'expérience supplémentaire requise pour compenser la perte de gains comme une fonction du nombre d'enfants, de la façon suivante[(1)]

$$Z = \frac{-\hat{\beta}_2^* + \sqrt{\hat{\beta}_2^{*2} + 4\hat{\beta}_3^*(\hat{\Psi}_1 N + \hat{\Psi}_2 N^2)}}{2\hat{\beta}_3^*}. \qquad (C.20)$$

Cependent, Z est une estimation de la durée de l'interruption dans l'expérience de travail, H, et on peut obtenir une estimation de l'expérience réelee, X, en utilisant C.20 et C.16. De ce fait, l'équation C.14 peut être estimée en remplaçant H et X par les estimations $\hat{H} = Z$ et $\hat{X} = X^* - \hat{H}$. Ceci

Voir note(s) à la page 201.

implique d'abord qu'il faut estimer l'équation C.17 et obtenir des estimations de H par l'intermédiaire de l'équation C.20, et qu'il faut ensuite estimer l'équation C.14 en deuxième étape[2].

Voir note(s) à la page 201.

NOTES

(1) L'équation C.14 a deux solutions qui correspondent aux racines carrées positive et négative. On s'est servi de la racine positive car utiliser la racine négative donnait des estimations négatives pour l'interruption et ce, dans le cas de tous les groupes ethniques.

(2) Même si cette façon de procéder est probablement meilleure que ne pas faire de corrections pour les enfants ou que simplement utiliser les résultats de la première étape, il faut noter que la première étape de cette procédure entraîne un problème d'erreurs dans les variables, issu du fait que l'expérience potentielle mesure l'expérience réelle avec un biais par excès (c.-à-d. $X^* \geq X$). Donc, les estimations de la première étape ne seront pas convergentes et, par conséquent, celles de la seconde ne le seront pas non plus.

ANNEXE D

DÉFINITION DES VARIABLES UTILISÉES

D.1. Variables binaires

(ou dichotomiques: prennent la valeur un si la caractéristique est dans la liste, 0 autrement)

ETH1 - Française

ETH2 - Noire ou antillaise

ETH3 - Autrichienne, finnoise, allemande, hollandaise ou scandinave

ETH4 - Tchèque, hongroise, polonaise, russe, slovaque, ou ukrainienne

ETH5 - Italienne

ETH6 - Juive

ETH7 - Chinoise ou japonaise

ETH8 - Indienne autochtone

ETH9 - Autre et inconnue

(L'origine britannique constitue la catégorie exclue)

Régions

REG1 - Provinces Maritimes

REG2 - Québec

REG3 - Ontario

REG4 - Provinces des Prairies

(La Colombie-Britannique est la région exclue)

Genre de collectivité

RES1 - Région urbaine de 30,000 habitants ou plus

RES2 - Région rurale non agricole

RES3 - Région rurale agricole

(Les régions urbaines de moins de 30,000 habitants constituent la catégorie exclue.)

Période d'immigration

PIM1 - Avant 1946

PIM2 - 1946-1960

PIM3 - 1961-1970

(Les Canadiens de naissance constituent la catégorie exclue)

Professions

OC1 - Direction, administration et profession assimilée

OC2 - Sciences naturelles, techniques et mathématiques

OC3 - Sciences sociales et secteurs connexes

OC4 - Religion

OC5 - Enseignement et professions assimilées

OC6 - Médecine et santé

OC7 - Arts, littérature, loisirs et secteurs connexes

OC8 - Autres professions(1)

OC9 - Vente

OC10 - Services

OC11 - Agriculture, horticulture et élevage

OC12 - Autres professions du secteur primaire (pêche, chasse, piégeage, exploitation forestière et minière)

OC13 - Transformation

OC14 - Usinage, fabrication, montage et réparation

OC15 - Bâtiment

OC16 - Transports

(Le travail administratif constitue la catégorié exclue.)

(1) Manutentionnaires et travailleurs assimilés, et autres ouvriers qualifiés et conducteurs de machines (principalement dans l'impression et les service publics) non classés ailleurs.

Secteurs d'activité

IN1 - Agriculture

IN2 - Exploitation forestière

IN3 - Pêche et piégeage

IN4 - Mines, broyage, carrières et puits de pétrole

IN5 - Bâtiment et travaux publics

IN6 - Transports, communications et autres services publics

IN7 - Commerce

IN8 - Finances, assurances et affaires immobilières

IN9 - Services socio-culturels, commerciaux et personnels

IN10 - Administration publique et défense

(Le secteur des industries manufacturières constitue la catégorie exclue.)

Éducation et formation

SQD - Le plus haut niveau primaire ou secondaire a été atteint au Yukon, dans les Territoires du Nord-Ouest ou à l'étranger

COL - A achevé un cours de formation professionnelle d'une durée de trois mois ou plus

V - A achevé un programme d'apprentissage d'une durée de six mois ou plus

HS - Le plus haut niveau d'instruction atteint se situe de la 9[e] à la 13[e] année

UN - A fréquenté l'université

DEG - A reçu un grade universitaire

ASCH- A fréquenté l'école à temps plein ou à temps partiel après septembre 1970

Heures hebdomadaires de travail

PTHRS - A travaillé généralement moins de 35 heures par semaine

TM1 - A travaillé généralement à temps partiel en 1970

OTHRS - A travaillé généralement 45 heures ou plus par semaine

OTSE - Était travailleur autonome et travaillait généralement 45 heures ou plus par semaine

Divers

HH - Chef d'une famille de recensement

MS1 - Alors marié

MS2 - Alors veuf, divorcé ou séparé

EM - Non célibataire

SE - Travailleur autonome

IMIG - Vivait dans une province ou un comté différent au Canada en 1966

MIS - S'est marié avant d'achever ses études, c.-à-d. si l'âge au premier mariage est inférieur ou égal à YSCH + 6

MIG - Vivait à l'étranger en 1966

LNO2 - Aptitude à parler le français et l'anglais

D.2. Variables continues

AGE - Âge au dernier anniversaire

YSCH - Années de scolarité (y compris les cours de formation professionnelle à temps plein)

EX - Années d'expérience potentielle (EX = (AGE - YSCH - 6)) si négatif, égal zéro

EE - Années d'expérience potentielle au carré

E - Logarithme naturel du revenu perçu; salaires et traitements plus revenu d'un emploi autonome

LWW - Logarithme naturel des semaines travaillées construit de la façon suivante:

Si le nombre de semaines travaillées en 1970 était --

1 - 13 semaines: LWW = ℓn 7
14 - 26 semaines: LWW = ℓn 20
27 - 39 semaines: LWW = ℓn 33
40 - 48 semaines: LWW = ℓn 44
49 - 52 semaines: LWW = ℓn 51

LWR - Logarithme naturel du taux de salaire hebdomadaire implicite qui a été défini comme E - LWW

LWS - Logarithme naturel des salaires et traitements

WAGE - Gains moyens en 1970 dans la profession et la province de la personne

KLR - Coefficient capital/travail en 1970 dans le secteur d'activité et la province de la personne

SQ - Qualité de l'enseignement; mesurée par les dépenses d'exploitation par étudiant inscrit en dollars constants de 1971 pour l'année et la province dans laquelle la personne a atteint le plus haut niveau primaire ou secondaire.

D.3. Variables continues définies pour les femmes seulement

NCB - Nombre d'enfants mis au monde

NC2 - Nombre d'enfants mis au monde au carré

HAT - Interruption de l'activité prévue, due aux maternités

EXS - Années d'expérience potentielle corrigées pour tenir compte des interruptions dues aux grossesses et aux maternités

EES - Années d'expérience potentielle corrigées pour tenir compte des interruptions de l'activité au carré.

ANNEXE E

INTERPRÉTATION DES COEFFICIENTS DU MODÈLE INTÉGRAL

Cette annexe traite en détail des coefficients qui ont été estimés pour le modèle intégral des gains annuels et qui figurent au tableau E.4. Cet exposé met l'accent sur l'effet net (ou partiel) de chaque variable sur le revenu d'emploi perçu par les personnes, et compare le sens prévu de ces effets au signe des coefficients estimés. Nous commençons par une analyse des coefficients des variables du capital humain et de l'interaction entre ces variables et les X du chapitre 3, c.-à-d. les facteurs qui influent sur le taux de rendement du capital humain. Vient ensuite l'interprétation des coefficients des variables d'effets des caractéristiques personnelles et du marché, qui sont les Z dont nous avons parlé dans le chapitre 3. Ces variables servent aussi bien de X, étant donné que nombre d'entre elles sont des substituts des facteurs influant sur le taux de rendement du capital humain et des substituts des facteurs influant directement sur les gains.

E.1. Effets du capital humain et interactions

E.1.1. Années de scolarité (YSCH). L'effet partiel de chaque année de scolarité additionnelle sur les gains devrait être positif pour chaque groupe ethnique. Cet effet partiel, ou le pourcentage du taux de rendement de l'instruction, est calculé de la manière suivante:

$$100 \left(\frac{\partial E_i}{\partial YSCH_i} \right) = 100 \, (a_{1k} + a_2 SQ_i + a_3 KLR_i + a_4 V_i + a_5 MIS_i), \qquad (E.1)$$

où a_{1k} est l'estimation du coefficient de l'instruction pour le $k^{ième}$ groupe ethnique (le coefficient convenablement ajusté pour le groupe

TABLEAU E.1. Effets de divers facteurs sur le sommet des gains par rapport à l'expérience(1)

Origine ethnique	Marié pendant les études	Travailleur indépendant	Programme d'apprentissage	A fréquenté l'école secondaire	A fréquenté l'université	Grade universitaire	Coefficient capital/travail
Française	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tard	plus tard
Européenne du Nord	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tard	plus tard
Européenne de l'Est	plus tard	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tard	plus tard
Italienne	plus tard	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tard	plus tard
Juive	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tard	plus tard
Orientale	plus tard	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tard	plus tôt
Indienne autochtone	plus tard	plus tôt	plus tard	plus tard	plus tard	plus tard	plus tôt
Autre, inconnue	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tard	plus tard
Britannique	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tôt	plus tard	plus tard

(1) Évaluations fondées sur l'équation E.5 en supposant que le coefficient capital/travail est de $23.07 par travailleur. Il s'agit de la moyenne arithmétique des KLR pour l'échantillon qui a servi à estimer le modèle intégral.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon et du tableau E.4.

TABLEAU E.2. Estimations du maximum de vraisemblance, obtenues par le modèle réduit avec le logarithme du taux de salaire hebdomadaire (LWR) comme variable dépendante(1)

Caractéristiques personnelles

Constante	ETH1	ETH2	ETH3	ETH4	ETH5	ETH6	ETH7	ETH8	ETH9	MSI	MIS	LNO2
3.887	.3438	-1.769	.270	.0383	.500	-.225	-.0633	.811	.237	.0526	-.866	.0411
(.1017)	(.0778)	(.666)	(.109)	(.136)	(.186)	(.265)	(.361)	(.416)	(.161)	(.282)	(.0863)	(.0200)

OTHRS	OTSE	PTHRS	PIM1	PIM2	PIM3	MIG	IMIG	SE
-.0672	-.2129	-.499	.0219	.0576	.00664	-.0197	.0136	.158
(.0170)	(.0463)	(.0262)	(.0398)	(.0347)	(.0528)	(.0447)	(.0197)	(.0838)

Effets directs du capital humain

COL	V	DEG	SQ	SQD
-.0799	.1753	.0580	-.000541	-.00557
(.0277)	(.1327)	(.0599)	(.000333)	(.0803)

Interactions du capital humain

	Britannique(2)	ETH1	ETH2	ETH3	ETH4	ETH5	ETH6	ETH7	ETH8	ETH9	MIS	SE
YSCH	.0676 (.00770)	-.0204 (.00552)	.1159 (.0384)	-.0183 (.00758)	-.00975 (.00933)	-.0250 (.0124)	-.00356 (.0172)	.00363 (.0226)	-.0680 (.0302)	-.0278 (.0102)	.0305 (.00540)	--
EX	.0337 (.00351)	-.0129 (.00367)	.0152 (.0410)	-.00505 (.00474)	.00876 (.00597)	-.00816 (.00900)	.0415 (.0109)	.00366 (.0140)	-.0104 (.0209)	-.000179 (.00775)	.0297 (.00415)	-.0119 (.00556)
EE	-.000480 (.0000583)	.000218 (.0000688)	-.000133 (.00103)	.0000324 (.0000191)	-.000235 (.000114)	.0000183 (.000167)	-.000640 (.000215)	.00000951 (.000240)	-.000103 (.000368)	.0000119 (.000142)	-.000486 (.0000842)	.0000560 (.0000860)

	V	HS	UN	DEG	SQ	SQD
YSCH	-.0141 (.00944)	--	--	--	.0000326 (.0000283)	-.00537 (.00713)
EX	.00643 (.00651)	.00606 (.00238)	.00575 (.00524)	.00382 (.00773)	--	--
EE	-.000158 (.000126)	-.000225 (.0000547)	-.000299 (.000136)	.000156 (.000196)	--	--

(1) Erreurs-types entre parenthèses.

(2) Les personnes d'origine britannique constituent le groupe de référence et toutes les interactions doivent être interprétées comme des écarts par rapport à ce groupe.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

TABLEAU E.3. Estimations du maximum de vraisemblance, obtenues par le modèle réduit avec le logarithme des gains annuels (E) comme variable dépendante(1)

Caractéristiques personnelles

Constante	ETH1	ETH2	ETH3	ETH4	ETH5	ETH6	ETH7	ETH8	ETH9	MSI	MIS	LNO2
4.413	.365	-01.839	.259	.0873	.571	-.183	.0307	.693	.237	.0571	-1.044	.0426
(.1097)	(.0782)	(.676)	(.110)	(.137)	(.185)	(.271)	(.365)	(.403)	(.160)	(.0286)	(.0873)	(.0200)

OTHRS	OTSE	PTHRS	PIM1	PIM2	PIM3	MIC	IMIC	SE	LWW
-.0707	-.187	-.545	.0194	.0628	.000979	-.0122	.0193	.1685	.847
(.0170)	(.0466)	(.0260)	(.0401)	(.0346)	(.0529)	(.0452)	(.0198)	(.0831)	(.0141)

Effets directs du capital humain

COL	V	DEG	SQ	SQD
-.0773	.2084	.0785	-.000479	.0107
(.0284)	(.1336)	(.0610)	(.000323)	(.0785)

Interactions du capital humain

	Britannique(2)	ETH1	ETH2	ETH3	ETH4	ETH5	ETH6	ETH7	ETH8	ETH9	MIS	SE
YSCH	.0703	-.0230	.120	-.0183	-.0126	-.0284	-.00856	-.00184	-.0609	-.0282	.0374	--
	(.00763)	(.00567)	(.0394)	(.00779)	(.00960)	(.0126)	(.0179)	(.0233)	(.0297)	(.0193)	(.00554)	
EX	.0352	-.0127	.0142	-.00359	.00783	-.0113	.0421	.00260	-.00908	-.000330	.0392	-.0158
	(.00346)	(.00360)	(.0415)	(.00467)	(.00587)	(.00883)	(.0198)	(.0138)	(.0201)	(.00761)	(.00417)	(.00547)
EE	-.000500	.000205	-.0000480	.00000286	-.000233	.0000617	-.000642	-.00000458	-.000112	.0000190	-.000620	.000132
	(.0000569)	(.0000670)	(.00104)	(.0000897)	(.000111)	(.000162)	(.000210)	(.000230)	(.000351)	(.000137)	(.0000827)	(.0000865)

	V	HS	UN	DEG	SQ	SQD
YSCH	-.0140	--	--	--	.0000244	-.00775
	(.00964)				(.0000284)	(.00171)
EX	.00383	.00802	.00803	.000884	--	--
	(.00647)	(.00236)	(.00543)	(.00821)		
EE	-.000122	-.000274	-.000352	.000213	--	--
	(.000125)	(.0000544)	(.000143)	(.000210)		

(1) Erreurs-types entre parenthèses.
(2) Les personnes d'origine britannique constituent le groupe de référence et toutes les interactions doivent être interprétées comme des écarts par rapport à ce groupe.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

TABLEAU E.4. Estimations du maximum de vraisemblance, obtenues par le modèle intégral avec le logarithme des gains annuels (E) comme variable dépendante(1)

Effets des caractéristiques personnelles et du marché

Constante	ETH1	ETH2	ETH3	ETH4	ETH5	ETH6	ETH7	ETH8	ETH9	MAR	MSI	LNO2	SE
4.280	.285	-2.027	.235	.0558	.320	-.313	.104	.662	.0719	.0430	-.949	.0323	.210
(.162)	(.0774)	(.00658)	(.107)	(.113)	(.179)	(.264)	(.354)	(.389)	(.156)	(.0276)	(.0855)	(.0195)	(.0817)

OTHRS	OTSE	PTHRS	PIM1	PIM2	PIM3	MIC	IMIC	OC1	OC2	OC3	OC4	OC 5	OC6
-.00362	-.0554	-.479	-.0118	.042	-.0214	-.0421	.00774	-.454	-.123	-.306	-.484	-.0885	-.519
(.0170)	(.0457)	(.0256)	(.0383)	(.0036)	(.0515)	(.0441)	(.0194)	(.130)	(.0644)	(.105)	(.122)	(.0726)	(.151)

OC7	OC8	OC9	OC10	OC11	OC12	OC13	OC14	OC15	OC16	IN1	IN2	IN3	IN4
-.0327	.103614	-.0557	.00541	-.0153	.0777	.0693	.0133	.0182	.00899	-.195	.132	-.171	.0788
(.0660)	(.0317)	(.0382)	(.0342)	(.0768)	(.0552)	(.0372)	(.0311)	(.0357)	(.0355)	(.0731)	(.0618)	(.102)	(.0652)

IN5	IN6	IN7	IN8	IN9	IN10	REG1	REG2	REG3	REG4	RES1	RES2	RES3	WAGE
-.0813	-.0353	-.108	-.0195	-.127	-.0131	-.163	-.137	-.0817	-.105	.0577	-.0489	-.0160	.000109
(.0331)	(.0456)	(.0242)	(.0430)	(.0271)	(.0383)	(.0466)	(.0357)	(.0249)	(.0308)	(.0181)	(.022578)	(.0372)	(.000016)

KLR	LWW
.00417	.827
(.00156)	(.0138)

Effets directs du capital humain

COL	V	DEC	SQ	SQD
-.0837	.176	.0166	-.00137	-.133
(.0276)	(.129)	(.0608)	(.000332)	(.0769)

Interactions du capital humain

	Britannique(2)	ETH1	ETH2	ETH3	ETH4	ETH5	ETH6	ETH7	ETH8	ETH9	MIS	SE
YSCH	.0703	-.0230	.120	-.0183	-.0126	-.0284	-.00856	-.00184	-.0609	-.0282	.0374	--
	(.00763)	(.00567)	(.0394)	(.00779)	(.00960)	(.0126)	(.0179)	(.0233)	(.0297)	(.0193)	(.00554)	
EX	.0352	-.0127	.0142	-.00359	.00783	-.0113	.0421	.00260	-.00908	-.000330	.0392	-.0158
	(.00346)	(.00360)	(.0415)	(.00467)	(.00587)	(.00883)	(.0198)	(.0138)	(.0201)	(.00761)	(.00417)	(.00547)
EE	-.000500	.000205	-.0000480	.00000286	-.000233	.0000617	-.000642	-.00000458	-.000112	.0000190	-.000620	.000132
	(.0000569)	(.0000670)	(.00104)	(.0000897)	(.000111)	(.000162)	(.000210)	(.000230)	(.000351)	(.000137)	(.0000827)	(.0000865)

	V	HS	UN	DEC	SQ	SQD
YSCH	-.0140	--	--	--	.0000244	-.00775
	(.00964)				(.0000284)	(.00171)
EX	.00383	.00802	.00803	.000884	--	--
	(.00647)	(.00236)	(.00543)	(.00821)		
EE	-.000122	-.000274	-.000352	.000213	--	--
	(.000125)	(.0000544)	(.000143)	(.000210)		

(1) Les erreurs-types sont entre parenthèses au-dessous des coefficients estimés.

(2) Les personnes d'origine britannique constituent le groupe de référence. Toutes les interactions doivent être interprétées comme des écarts par rapport à ce groupe.

Source: Chiffres calculés d'après les données des bandes-échantillon.

britannique), et où les $a_j (j=2,...,5)$ sont les coefficients des interactions entre les années d'instruction d'une part, et la qualité de l'enseignement (SQ), le coefficient capital/travail provincial dans le secteur d'emploi (KLR), une variable dichotomique qui prend la valeur un si la personne a suivi un programme d'apprentissage (V), et une variable dichotomique qui prend la valeur un si la personne s'est mariée pendant ses études (MIS) d'autre part(1). Le coefficient estimé des années de scolarité (a_k) pour le groupe (de référence) d'origine britannique est 0.0571; pour le groupe d'origine française (ETH1), il est 0.0571 - 0.0155 = 0.0416. Par conséquent, le taux de rendement de l'instruction du groupe d'origine française est inférieur à celui du groupe d'origine britannique, toutes choses égales par ailleurs. Le taux réel de rendement de l'instruction doit être corrigé pour tenir compte de la qualité de l'enseignement, du coefficient capital/travail dans le secteur d'emploi, du moment du mariage (pendant les études ou non) et du programme d'apprentissage suivi, le cas échéant.

Le coefficient de l'interaction YSCH·SQ est 0.000019, ce qui signifie que lorsque la qualité de l'enseignement augmente (dépenses par élève inscrit), le taux de rendement de l'instruction progresse également, bien que cet effet ne soit pas significatif statistiquement. Le coefficient de l'interaction YSCH·KLR est - 0.000099, ce qui veut dire que le taux de rendement de l'instruction est inférieur dans les secteurs d'activité où l'intensité capitalistique est relativement plus grande. Le coefficient de l'interaction YSCH·V est -0.0124, ce qui signifie que les personnes qui ont suivi un programme d'apprentissage perçoivent un taux de rendement plus faible sur leur investissement sous forme d'instruction que celles qui n'en ont pas suivi. Le coefficient de l'interaction YSCH·MIS est 0.0350 et est très significatif: il signifie que pour les personnes

---

Voir note(s) à la page 237.

qui se sont mariées pendant leurs études, le rendement de la dernière unité d'investissement est de beaucoup supérieur à celui des personnes qui ne se sont pas mariées pendant leurs études. Cela confirme l'hypothèse présentée au chapitre 6 selon laquelle le coût d'option financier de l'instruction est plus élevé pour les personnes qui se sont mariées durant leurs études, et qu'elles exigent donc que le taux de rendement de cet investissement soit supérieur pour justifier son plus grand coût.

Les taux de rendement de l'instruction par groupe ethnique sont comparés au chapitre 5.

E.1.2. Expérience (EX) et expérience au carré (EE). Selon la théorie du capital humain, les investissements postsecondaires sous forme de formation en cours d'emploi seront positifs à l'origine, puis déclineront durant la vie active de la personne pour finalement tomber à zéro. On peut en déduire que les gains augmenteront à un taux décroissant, et pourraient même baisser pendant la dernière partie de la vie active si l'investissement net sous forme de capital humain est négatif du fait que la dépréciation du capital humain dépasse l'investissement brut. Cela signifie que le coefficient de l'expérience devrait être positif et que le coefficient de l'expérience au carré devrait être négatif, ce qui a été le cas pour chaque groupe ethnique.

Le taux de rendement de l'expérience pour le $k^{ième}$ groupe ethnique peut être calculé de la façon suivante:

$$100 \left(\frac{\partial E_i}{\partial EX_i}\right) = 100 (b_{1k} + 2c_{1k}EX + b_2MIS + 2c_2MIS \cdot EX$$
$$+ b_3SE + 2c_3SE \cdot EX + b_4KLR + 2c_4KLR \cdot EX$$
$$+ b_5V + 2c_5V \cdot EX + b_6HS + 2c_6HS \cdot EX$$
$$+ b_7UN + 2c_7UN \cdot EX + b_8DEG + 2c_8DEG \cdot EX), \qquad (E.2)$$

où b_{1k} et c_{1k} sont les coefficients de l'expérience et de l'expérience au carré pour le $k^{ième}$ groupe (le coefficient convenablement ajusté pour le groupe britannique). Les b_j (j=2,...,8) sont les coefficients des interactions entre la variable d'expérience d'une part, et la variable "marié pendant les études" (MIS), la variable "travailleur indépendant" (SE), KLR, V, une variable dichotomique qui prend la valeur un si la personne a fréquenté l'école secondaire (HS), une variable dichotomique qui prend la valeur un si la personne a fréquenté l'université (UN), et une variable dichotomique qui prend la valeur un si la personne a obtenu un grade universitaire (DEG) d'autre part. Les c_j (j=2,...,8) sout les coefficients des interactions entre l'expérience au carré et ces mêmes variables.
L'équation peut être reformulée de la manière suivante:

$$100\,\left(\frac{\partial E}{\partial EX}\right) = 100\,\left(\sum_{j=1}^{8} b_j + 2EX \sum_{j=1}^{8} c_j X_j\right), \tag{E.3}$$

où les X_j sont les variables entrant en interaction avec l'expérience et l'expérience au carré. Les gains atteindront un sommet lorsque $\partial E/\partial EX = 0$, qui se résoud par

$$EX^* = \Sigma b_j / 2\Sigma c_j X_j = - B/2C, \tag{E.4}$$

où $B > 0$ and $C < 0$. Étant donné que $\partial EX^*/\partial B = -1/2C > 0$, et $\partial EX^*/\partial C = B/2C^2 > 0$, tout accroissement des coefficients de l'expérience ou de l'expérience au carré a tendance à décaler le sommet dans les profils de gains selon l'expérience. On peut déterminer l'effet d'une variation simultanée des coefficients de l'expérience et de l'expérience au carré sur le sommet de ces profils, à l'aide du signe de

$$dEX^* = \frac{B}{2C}\,\left(\frac{dC}{C} - \frac{dB}{B}\right), \tag{E.5}$$

qui sera positif si dB et dC sont tous deux positifs, et négatif si dB et dC sont tous deux négatifs. Si dB et dC sont de signes contraires, le sommet des gains sera retardé si $(\frac{dC}{C} - \frac{dB}{B}) < 0$. Le signe de cette expression dépend du groupe ethnique, de l'intensité capitalistique dans le secteur d'emploi, du fait que la personne s'est mariée avant d'avoir achevé ses études ou non, etc. Certains de ces résultats sont présentés au tableau E.1.

En ce qui concerne le groupe de référence (Britannique), $b_1 = 0.0270$ et $c_1 = -0.000425$. Si on laisse de côté toutes les interactions, le profil des gains progressera pendant les 32 premières années d'expérience ($\partial E/\partial EX = 0.027 - 0.00085EX^* = 0$ implique que $EX^* = 31.8$), et décroîtra par la suite[(2)]. Cela signifie alors que dans le cas d'un homme ayant 8 ans de scolarité, le profil des gains en fonction de l'âge atteindra un sommet à l'âge de 46 ans (= 32 + 8 + 6).

Dans la mesure où l'instruction stimule l'aptitude à apprendre, les personnes plus instruites apprendront probablement plus rapidement en cours d'emploi (ce qui augmente B), et par conséquent, il est vraisemblable qu'elles accumuleront davantage de capital humain postsecondaire. Cependant, si l'éducation accroît l'aptitude à gagner, elle augmente aussi le coût d'option de la formation en cours d'emploi, et dans la mesure où cette dernière demande du temps, réduit la vie active potentielle sur laquelle le rendement de la formation en cours d'emploi par être perçu. Ensemble, ces deux effets ont tendance à réduire la durée de l'investissement par formation en cours d'emploi, et provoquent un arrêt plus rapide des investissements sous cette forme (en diminuant C). Par conséquent, les gains des personnes ayant relativement plus d'instruction devraient progresser plus rapidement avec l'expérience, le sommet

Voir note(s) à la page 237.

intervenant plus tôt par rapport à l'expérience. Les coefficients relatifs à l'interaction de l'expérience et du niveau d'instruction (EX·HS et EX·UN) devraient donc être positifs et les coefficients relatifs à l'interaction de l'expérience au carré et du niveau d'instruction (EE·HS et EE·UN) devraient être négatifs; c'est ce qui s'est produit. Le tableau E.1 montre clairement que chez les personnes qui ont fréquenté l'école secondaire ou l'université, le sommet des gains est atteint avec moins d'expérience que chez celles qui n'ont pas poursuivi leurs études au-delà de la neuvième année, à l'exception des Indiens autochtones qui ont fréquenté l'école secondaire ou l'université, pour qui le sommet intervient plus tard.

La variable dichotomique relative à l'obtention d'un grade (DEG) peut servir de substitut à l'aptitude mais également de variable de sélection. Les coefficients de l'interaction de DEG et de l'expérience d'une part, et de l'expérience au carré d'autre part, sont tous deux positifs, ce qui veut dire que les profils des gains des personnes titulaires d'un grade augmentent plus rapidement et atteignent un sommet plus tard que ceux des personnes qui n'ont pas de grade mais ont un nombre équivalent d'années de scolarité.

On peut considérer qu'un programme d'apprentissage est un genre de formation en cours d'emploi particulièrement intensif qui accroît le rendement de l'expérience et réduit le nombre d'années d'investissement sous forme de formation en cours d'emploi. Le coefficient relatif à l'interaction de l'apprentissage et des années d'expérience (V·EX) devrait donc être positif, et celui de l'interaction de l'apprentissage et de l'expérience au carré (V·EE) devrait être négatif. Effectivement, ces coefficients sont du signe prévu, et un programme d'apprentissage fait intervenir le sommet plus tôt dans les profils de gains en fonction de

l'expérience pour tous les groupes ethniques, sauf pour les Indiens autochtones.

On peut supposer que le coût d'option des capitaux à consacrer à des investissements en capital humain est élevé pour les personnes qui se sont mariées pendant leurs études. On peut donc s'attendre à ce qu'elles n'investissent en capital humain que lorsque le taux de rendement est relativement élevé. Par conséquent, le rendement qu'elles obtiennent de l'instruction devrait être supérieur à celui des personnes qui ne se sont pas mariées durant leurs études, et le coefficient de l'interaction entre l'instruction et la variable "marié pendant les études" devrait donc être positif, ce dont nous avons parlé précédemment. De la même façon, ces personnes devraient être plus incitées à apprendre en cours d'emploi, investissant plus intensivement chaque année mais pendant moins longtemps. Cela veut dire que l'interaction des années d'expérience et de la variable "marié pendant les études" (MIS) devrait avoir un coefficient positif (EX.MIS), et que l'interaction des années d'expérience au carré et de la variable MIS (EE.MIS) devrait avoir un coefficient négatif, ce qui est en fait le cas, les deux coefficients étant en outre significatifs au niveau de 1 %. Le tableau E.1 montre que chez les personnes qui se sont mariées pendant leurs études, les gains atteignent généralement un sommet à un niveau d'expérience inférieur dans le cas des groupes d'origines française, européenne du Nord, juive, autre et inconnue, et britannique, mais plus tard dans le cas des personnes d'origines européenne de l'Est, italienne, orientale, et indienne autochtone.

Les coefficients relatifs à l'interaction de la variable dichotomique d'emploi autonome (SE) et de l'expérience d'une part, et de l'expérience au carré d'autre part, sont négatifs. Cela signifie que les gains des

travailleurs indépendants progressent plus lentement et atteignent un sommet plus tôt que ceux des personnes qui travaillent contre rémunération (salaire ou traitement).

En ce qui a trait à ceux qui travaillent dans des secteurs où l'intensité capitalistique est relativement plus élevée, les gains augmentent généralement moins rapidement avec l'expérience, le coefficient de EX•KLR étant négatif. Cependant, le coefficient de l'interaction de l'expérience au carré et de KLR est positif, ce qui tend à prolonger la période d'accroissement des gains. Comme l'indique le tableau E.1, les gains des personnes employées dans des secteurs à plus grand intensité capitalistique atteignent un sommet plus tard dans la vie active pour tous les groupes ethniques, sauf les groupes d'origine orientale et indienne autochtone.

E.1.3. Effets directs du capital humain. Certaines des variables dont nous venons de discuter et qui entrent en interaction avec les années d'instruction et l'expérience ont des effets distincts, outre ceux des interactions. Nous analyserons maintenant les effets totaux de ces variables. Dans le cas d'une variable dichotomique, D par exemple, l'effet total peut être évalué de la manière suivante:

$$\Delta E = E_{D=1} - E_{D=0} = d_2 YSCH + d_3 EX + d_4 EE + d_1, \qquad (E.6)$$

où on suppose que D est intégré directement au coefficient d_1, et est en interaction avec YSCH, EX et EE qui ont respectivement les coefficients estimés d_2, d_3 et d_4. Toutes les autres variables sauf D sont maintenues constantes. Étant donné que E est le logarithme naturel des gains annuels, la variation de E est à peu près égale à la variation proportionnelle des gains annuels.

Avec E.6, nous obtenons les variations proportionnelles des gains annuels suivantes:

$$\Delta E_{COL} = -0.0837$$

$$\Delta E_{V} = 0.176 - 0.0124YSCH + 0.0035EX - 0.000128EE$$

$$\Delta E_{DEG} = 0.0166 + 0.0046EX + 0.000150EE$$

$$\Delta E_{MIS} = -0.949 + 0.0350YSCH + 0.0341EX - 0.000536EE$$

$$\Delta E_{SE} = 0.210 - 0.0172EX - 0.000194EE$$

Pour les variables continues, la qualité de l'enseignement et le coefficient capital/travail, les expressions correspondantes sont les suivantes:

$$\partial E/\partial SQ = -0.00137 + 0.000019YSCH$$

$$\partial E/\partial KLR = 0.00417 - 0.000099YSCH - 0.000152EX + 0.00003EE$$

On peut interpréter ces expressions de la façon suivante. Les personnes qui ont suivi un programme de formation professionnelle (COL=1) perçoivent un revenu inférieur de 8.4 % environ à celui des personnes ayant un nombre équivalent d'années de formation académique (COL=0), et ce, à tous les niveaux d'expérience et d'instruction. Les personnes qui ont suivi un programme d'apprentissage (V=1) ont un revenu supérieur de 17.6 % en raison de leur formation, mais cela est compensé en partie par un taux de rendement de YSCH inférieur d'environ 1.2 % par année d'instruction. Cela signifie qu'une personne qui entre dans la population active juste après avoir suivi un programme d'apprentissage et qui a 10 ans de scolarité aurait un revenu inférieur de 17.6 - 10 (1.24) = 5.2 % à celui d'une personne n'ayant pas suivi de programme d'apprentissage. L'apprentissage

influe également sur le rendement de l'expérience, les gains augmentant plus rapidement au début et atteignant un sommet plus tôt pour tous les groupes ethniques, sauf les Indiens autochtones. Les personnes titulaires d'un grade universitaire ont un revenu initial supérieur de 1.7 % à celui des personnes qui n'en ont pas mais ont un nombre équivalent d'années d'instruction, et ont des rendements de l'expérience plus élevés, à tous les niveaux d'expérience. Les personnes qui se sont mariées pendant leurs études ont un revenu généralement inférieur de 95 % au moment où elles commencent à travailler, ce qui est toutefois compensé en partie par une augmentation des gains de 3.5 % pour chaque année d'instruction. Ainsi, une personne qui a 10 ans de scolarité et qui s'est mariée durant ses études percevrait au départ un revenu inférieur de 95 - 3.5 (10) = 60 % à celui d'une personne qui entre dans la population active après 10 ans de scolarité, mais qui ne s'est pas mariée pendant ses études. Comme nous l'avons déjà mentionné, les personnes qui se marient pendant leurs études investissent plus intensément sous la forme de formation en cours d'emploi et leurs gains atteignent un sommet plus rapidement et ce, pour tous les groupes ethniques. Les travailleurs indépendants aganent généralement davantage (21 % de plus) que ceux qui travaillent contre un salaire ou un traitement et qui ont des qualifications comparables, mais leur profil de gains selon l'expérience est plus uniforme et culmine à un niveau d'expérience inférieur pour tous les groupes ethniques.

Une augmentation de la qualité de l'enseignement (SQ), c.-à-d. des dépenses par élève, a tendance à accroître le rendement de l'instruction, mais il existe également un effet négatif direct qui annule l'effet de l'augmentation du rendement de l'instruction; on prévoyait que le signe

du coefficient de SQ serait positif. Enfin, les personnes employées dans des secteurs d'activité à haute intensité capitalistique gagnent généralement davantage. Cela est toutefois compensé par des rendements de l'instruction inférieurs et des profils des gains selon l'expérience plus aplatis, atteignant un sommet plus tardivement pour tous les groupes ethniques, sauf les orientaux et les Indiens autochtones.

E.2. Effets des caractéristiques personnelles et du marché

E.2.1. Groupes ethniques. Des personnes appartenant à des ethnies ou des cultures différentes peuvent avoir des conceptions très diverses de ce qu'est le succès ou la réussite et des attitudes différentes vis-à-vis de l'acquisition de biens matériels, du travail, de la formation en cours d'emploi, de l'instruction académique, et du choix des études ou des professions. De plus, il est possible que les membres de certains groupes se heurtent à diverses formes de discrimination; il est par exemple possible qu'ils reçoivent un salaire inférieur pour un travail identique, ou qu'ils rencontrent des obstacles lorsqu'ils veulent adhérer à un syndicat, accéder à des programmes d'apprentissage ou à des emplois plus formateurs que d'autres. Dans certains endroits, il se peut qu'il soit plus difficile, ou qu'il ait été plus difficile, pour les membres d'un certain groupe d'obtenir une aide financière pour leur éducation, ou même d'être admis dans certains programmes d'enseignement (particulièrement dans les écoles de formation professionnelle). Toutes choses égales par ailleurs, les phénomènes de ce genre ont tendance à faire varier le terme constant (ordonnée à l'origine de la courbe correspondante) relatif aux groupes ethniques touchés. Il en résulte que les coefficients des variables dichotomiques de groupe ethnique sont significativement différents de zéro, donnant des termes constants différents de ceux du

groupe de référence d'origine britannique. Dans la mesure où ces effets se manifestent au niveau du coût de l'instruction, de l'admission à des programmes particuliers ou même des efforts consacrés aux études, les coefficients relatifs à l'interaction du groupe ethnique et des années de scolarité ($YSCH \cdot ETH_i$) seront aussi significativement différents de zéro. Lorsque ces effets se manifestent sur le plan de l'adhésion à un syndicat, de l'admission à des programmes d'apprentissage ou de l'obtention d'emplois formateurs à divers degrés, ils feront varier les profils de gains selon l'expérience, ce qui produira des coefficients significatifs pour l'interaction de l'expérience et du groupe ethnique ($EX \cdot ETH_i$) et ($EE \cdot ETH_i$). L'effet total de ces variables d'origine ethnique est présenté au chapitre 5.

En ce qui concerne les effets directs de l'origine ethnique ou de la race seulement, compte tenu de leur interaction avec les variables de capital humain, les autres caractéristiques personnelles et toutes les variables d'effets du marché, nous voyons qu'il n'y a que des écarts positifs par rapport au groupe de référence des personnes d'origine britannique. Ainsi, être d'origine française (ETH1) implique des gains supérieurs de 28 % à ceux de ce groupe; les pourcentages correspondants pour les groupes d'origines européenne du Nord (ETH3), italienne (ETH5) et indienne autochtone (ETH8) sont respectivement 24 %, 33 % et 66 % (ce dernier chiffre étant très surprenant)[(3)]. Bien que les résultats puissent sembler paradoxaux à première vue, il faut se rappeler, entre autres, que ces coefficients concernent les gains des personnes âgées de 15 ans et plus, sans expérience ni scolarité. Dans le cas des personnes d'origines européenne de l'Est (ETH4), juive (ETH6) et autre ou inconnue (ETH9), aucun des coefficients des effets directs partiels ne différait significativement

---

Voir note(s) à la page 237.

de zéro au niveau de 20 %, ce qui signifie que les membres de ces groupes sans instruction et sans expérience perçoivent des gains qui ne sont pas significativement différents de ceux des personnes d'origine britannique.

En ce qui concerne les effets d'interaction des années de scolarité et du groupe ethnique, on constate qu'il existe un écart significatif entre les rendements de l'instruction de quatre groupes ethniques (les personnes d'origine noire et antillaise étant ignorées) et le rendement des personnes d'origine britannique. En effet, les taux de rendement par année d'instruction des personnes d'origines française (ETH1), européenne du Nord (ETH3), indienne autochtone (ETH8), et autre ou inconnue (ETH9) sont significativement inférieurs au taux concernant les personnes d'origine britannique. Quand aux personnes d'origines européenne de l'Est (ETH4), italienne (ETH5), juive (ETH6) et orientale (ETH7), il ne semble pas y avoir d'écart significatif entre leurs taux et celui des personnes du groupe de référence.

Au chapitre de l'interaction de l'expérience et du groupe ethnique, il est évident que l'effet de l'expérience sur les gains de trois des groupes ethniques est significativement différent de celui sur les gains des personnes d'origine britannique. Comme nous l'avons indiqué plus haut, si l'on n'observe que les coefficients de EX et EE (par conséquent le groupe d'origine britannique), les gains culminent à 32 ans d'expérience. Le profil des gains selon l'expérience des personnes d'origine française est significativement plus plat et atteint un sommet à 33 ans d'expérience. Par ailleurs, les profils des personnes d'origines européenne de l'Est et juive semblent significativement plus accentués que celui des Britanniques. Dans le cas des personnes d'origine européenne de l'Est, les coefficients impliquent que les gains atteignent un sommet à 27 ans d'expérience. En

ce qui concerne les personnes d'origine juive, la pente du profil est encore plus accentuée et leurs gains culminent à 33.4 ans d'expérience, plus tard que chez les personnes d'origine française ou britannique.

E.2.2. Gains moyens par profession. Il s'agit d'une variable continue qui mesure les gains moyens des hommes dans chaque profession et dans chaque province de résidence (WAGE). On peut la considérer comme une variable substitut des niveaux régionaux d'offre et de demande de travail dans une profession, qui font que la profession d'une personne est bien ou mal rémunérée dans sa province. Comme on s'y attendait, le coefficient de cette variable est positif et très significatif. En fait, si les marchés du travail étaient parfaits et si la main-d'oeuvre était homogène dans une profession donnée, tous les travailleurs percevraient le taux de salaire moyen dans la profession. La variable WAGE et la variable des semaines travaillées seraient par conséquent les seules variables significatives de la régression. Les autres variables sont significatives uniquement parce que les marchés du travail ne sont pas parfaits et que la main-d'oeuvre est hétérogène.

E.2.3. Profession. La main-d'oeuvre étant hétérogène, les travailleurs d'une profession donnée perçoivent des revenus différents qui sont fondés en partie sur leur capital humain. Dans certaine profession, le capital humain joue un rôle plus important en tant que facteur déterminant du revenu que dans d'autres (par ex., plus dans la direction et l'administration que dans le travail administratif). Il est donc raisonnable de supposer que les personnes qui travaillent dans des professions où le capital humain est plus important possèdent un niveau de capital humain supérieur. Par conséquent, après avoir tenu compte de la scolarité et de l'expérience, l'introduction de variables dichotomiques de profession en

présence de la variable WAGE engendrera des coefficients négatifs pour les variables de toutes les professions où le capital humain joue un rôle plus important que dans le travail administratif (qui est la catégorie de référence), en tant que facteur déterminant du revenu[4].

A cet égard, les coefficients de profession obtenus ne différaient pas significativement de zéro. D'après un test bilatéral, les variables de profession ayant un coefficient négatif significatif au seuil de 10 % étaient les suivantes: Direction et administration (OC1), Sciences naturelles, Techniques et mathématiques (OC2), Sciences sociales (OC3), Religion (OC4), Médecine et santé (OC6), et Transformation (OC13). Ce sont là les professions dans lesquelles on peut s'attendre à ce que l'instruction ou l'expérience aient un fort effet positif sur les gains (probablement l'expérience seulement dans le cas de la transformation). Les professions pour lesquelles les coefficients étaient négatifs, mais moins significatifs (Enseignement (OC5), Vente (OC9), et Agriculture (OC11)) sont également des professions dans lesquelles on peut s'attendre à observer un rendement de l'expérience sensible, qui est renforcé par un bon rendement de l'instruction dans le cas de l'enseignement. Seule la catégorie "Autres professions" avait un coefficient positif et significatif.

E.2.4. Secteur d'activité. Nous n'avons fait aucune prévision relativement à l'effet partiel sur les gains qu'a le fait d'appartenir à l'une des dix catégories de secteur d'activité, par rapport à celle des industries manufacturières (catégorie de référence) et après avoir tenu compte des effets de variables comme la profession, la région, l'instruction, l'expérience, les heures et les semaines travaillées, et le coefficient capital/travail. L'exploitation forestière (IN2) et le bâtiment et les travaux publics (IN5) engendrent des gains significativement

Voir note(s) à la page 237.

supérieurs à ceux qui sont perçus dans les industries manufacturières, au niveau de signification de 10 %, tandis que l'agriculture (IN1), la pêche et le piégeage (IN3), le commerce (IN7) et les services socio-culturels, commerciaux et personnels (IN9) semblent produire des gains significativement inférieurs à ceux des industries manufacturières. Les autres coefficients des secteurs d'activité ne diffèrent pas significativement de zéro.

Les écarts positifs liés aux secteurs de l'exploitation forestière et du bâtiment peuvent être attribuables à des primes exigées par les syndicats pour compenser la nature très saisonnière du travail dans ces secteurs. Les emplois dans l'agriculture et la pêche et le piégeage sont aussi très saisonniers, mais les secteurs de l'exploitation forestière et du bâtiment sont par contre caractérisés par des organisations ouvrières qui exercent un grand pouvoir. (Il convient de souligner qu'il a été tenu compte séparément des variations des semaines de travail.)

E.2.5. Coefficient capital/travail. On s'est servi des coefficients capital/travail associés aux secteurs d'activité dans une province pour appréhender les aspects de la demande de travail qui dépendent du capital, en tant que facteur complémentaire. La disponibilité du capital varie d'un secteur d'activité à l'autre et d'une province à l'autre. Généralement, plus il y aura de capital par travailleur à un poste de travail donné, plus la productivité marginale du travailleur sera élevée, et plus la demande de ses services sera grande. Toutes choses égales par ailleurs, cela devrait engendrer des gains supérieurs et par conséquent, le coefficient de KLR devrait être positif. Il est effectivement positif et significatif au seuil de 1 %, et une augmentation du capital de $1 par employé entraîne une hausse des gains annuels de 0.42 %.

Etant donné que l'intensité capitalistique d'un emploi peut traduire son contenu formateur, il se peut qu'il y ait une interaction significative entre le coefficient capital/travail et les variables d'expérience. Il semble logique de supposer que les emplois très automatisés, qui seraient associés à des variables KLR élevées, apportent peu sur le plan des aptitudes et ont par conséquence tendance à produire des profils de gains selon l'expérience plus aplatis que les emplois où le travail est moins automatisé. Cela signifie donc que le coefficient relatif à l'interaction de KLR et de l'expérience (EX•KLR) devrait être négatif et que le coefficient relatif à l'interaction de KLR et de l'expérience au carré (EE•KLR) devrait être positif. Les deux coefficients d'interaction ont le signe prévu et sont significatifs au niveau de 5 %, et ils engendrent de plus des profils de gains selon l'expérience plus aplatis qui atteignent un sommet plus tard pour tous les groupes ethniques, sauf pour les Orientaux et les Indiens autochtones.

E.2.6. Région. Les coefficients des variables de région pour les provinces Maritimes (REG1), le Quebec (REG2), l'Ontario (REG3) et les provinces des Prairies (REG4) sont tous négatifs et significatifs au niveau de 1 %. Leurs ordres de grandeur indiquent que les gains sont les plus élevés en Colombie-Britannique, ensuite en Ontario, dans les provinces des Prairies, au Quebec, et enfin dans les provinces Maritimes, toutes choses égales par ailleurs. Ces résultats, auxquels on s'attendait, sont importants étant donné qu'ils indiquent que même après avoir tenu compte des facteurs du capital humain, de la profession, du secteur d'activité, de la taille de la collectivité, des différences régionales sur le plan des salaires moyens des professions, des différences régionales sur le plan des niveaux d'investissement en capital (mesurés par les coefficients capital/travail), et des caractéristiques personnelles en général, la

région de résidence a quand même un effet significatif sur les gains. Cela veut dire que l'offre de travail ne s'ajuste pas de façon à égaliser les gains nominaux, même compte tenu des différences de productivité du travail, et par conséquent, des différences interpersonnelles de demande, ainsi que des différences générales de demande dans les secteurs d'activité et les professions.

E.2.7. Genre de collectivité. A priori, nous prévoyons que le genre de collectivité dans laquelle réside une personne influera sur ses gains à cause des différences intrarégionales sur le plan du travail spécifique associé aux professions et sur celui de la nature de l'activité industrielle. Il est à noter qu'au niveau intraprovincial, il n'est pas tenu compte des variations entre les salaires moyens dans les professions ou entre les coefficients capital/travail dans les divers secteurs d'activité. Les coefficients estimés pour la variable de lieu de résidence en 1970 indiquent que par rapport aux régions urbaines de moins de 30,000 habitants (la catégorie de référence), le fait de résider dans une région urbaine de 30,000 habitants ou plus (RES1) a pour effet partiel d'engendrer des gains significativement supérieurs, tandis que le fait de résider dans une collectivité rurale non agricole (RES2) entraîne des gains significativement plus faibles. Dans le cas des collectivités rurales agricoles (RES3), le coefficient négatif mais non significatif indique que les gains des résidents de ces régions ne sont pas significativement plus faibles que ceux des résidents des régions urbaines de moins de 30,000 habitants.

Ces résultats sont en accord avec les conclusions de nombreuses études qui ont révélé une relation brute positive entre les gains et la taille de la collectivité, et la prédominance de la pauvreté dans les collectivités rurales non agricoles. Ces dernières ont été supplantées

dans une large mesure par les régions urbaines de moins de 30,000 habitants en ce qui concerne leur rôle économique de producteurs de services agricoles, et sont devenues des réservoirs de personnes qui sont incapables d'effectuer la transition de la vie rurale à la vie urbaine ou ne désirent pas le faire.

E.2.8. Immigration et migration. Les migrations, que ce soit en provenance de l'étranger ou à l'intérieur du Canada, sont vraisemblablement un phénomène sélectif en ce qui concerne l'âge, l'instruction et la motivation; il en résulte que les immigrants ou les migrants seraient généralement plus jeunes, mieux instruits et plus motivés que la moyenne de la population dans les collectivités d'origine ou de destination. Il est également probable que l'adaptation à un nouveau milieu prend un certain temps, particulièrement dans le cas de l'immigrant de culture étrangère. Par conséquent, les immigrants récents devraient gagner moins que les non-migrants ou que les immigrants de plus longue date, selon le "fossé" culturel. Le fait que l'immigration ou la migration peut être considérée comme un investissement en capital humain qui accroîtra les gains d'une vie entière porte sur les gains d'une personne avant et après la migration, mais n'a pas en soi d'implication claire en ce qui concerne les gains des migrants par rapport à ceux des non-migrants.

Pour ce qui est des variables employées dans la présente étude, ces phénomènes devraient engendrer un coefficient négatif pour la variable représentant l'immigration en provenance d'un pays étranger après 1966 (MIG); le coefficient de la variable représentant l'immigration en provenance d'un pays étranger entre 1961 et 1970 (PIM3) devrait également être négatif; quant aux coefficients relatifs à l'immigration moins récente,

c.-à-d. durant les périodes 1946-1960 (PIM2) et avant 1946 (PIM1), ils devraient être de moins en moins négatifs, voire même positifs. Si l'on suit le même raisonnement, le coefficient relatif à la migration interne depuis 1966 (MIG) devrait également être négatif. Aucune de ces variables n'était significative au seuil de 10 % ce qui indique en général qu'après avoir tenu compte de facteurs comme l'origine ethnique, la profession, le secteur d'activité, l'instruction, l'expérience, ainsi que les heures et les semaines travaillées, la migration interne récente et la période d'immigration au Canada n'ont pas une incidence résiduelle significative sur les gains.

E.2.9. État matrimonial. Selon toute probabilité, le fait d'être marié, par opposition au fait d'être célibataire, s'accompagne de divers facteurs de motivation liés au bien-être de la famille. Par conséquent, les hommes mariés devraient gagner davantage que les hommes célibataires et le coefficient de MS1 devrait être positif, ce qui est le cas; il est en outre significatif au niveau de 10 %.

E.2.10. Langues officielles. Les politiques gouvernementales visant à promouvoir le bilinguisme, principalement au niveau fédéral, devraient engendrer des occasions d'emploi favorisant les personnes ayant une connaissance pratique du français et de l'anglais, ce qui entraînerait des gains supérieurs, toutes choses égales par ailleurs. Dans la mesure où les personnes sont au courant de ces occasions et font des efforts pour maîtriser "l'autre langue officielle", la connaissance des deux langues officielles représente un élément de motivation, ce qui devrait se traduire par un coefficient positif pour LNO2. Ce coefficient est positif, significatif au niveau de 5 %, et entraîne une élévation de 3.2 % sur le plan des gains.

E.2.11. Travailleurs indépendants. Le fait qu'une personne soit un travailleur indépendant dépendra vraisemblablement d'un autre ensemble de caractéristiques personnelles. On pourrait considérer que les travailleurs qui ont un emploi autonome sont plus aventureux, innovateurs et enclins à prendre des risques, ou tout simplement plus entreprenants que les personnes qui travaillent contre salaire ou traitement. De plus, il est possible que par choix personnel, les personnes qui ne réussissent pas à travailler pour leur propre compte deviennent des employés. Ces facteurs laissent supposer que le fait d'avoir un travail autonome (SE) devrait avoir pour effet partiel d'engendrer des gains supérieurs, ce qui est confirmé par un coefficient positif significatif au niveau de 1 %. Ce coefficient signifie que, toutes choses égales par ailleurs, les gains des travailleurs indépendants sont supérieurs de 21 % à ceux des autres travailleurs.

Il est raisonnable de penser que l'expérience de travail d'un travailleur indépendant est très différente de celle d'un employé; cependant, nous ne savons pas a priori de quelle façon l'interaction de l'emploi autonome et de l'expérience devrait influer sur les gains. EX•SE et EE•SE sont tous deux négatifs et significatifs au niveau de 5 %; cela signifie que les profils de gains selon l'expérience des travailleurs indépendants ont tendance à être plus aplatis que ceux des employés, toutes choses égales par ailleurs. Si l'on suppose que les personnes qui ont actuellement un emploi autonome l'ont eu durant la majeure partie de leur vie active, ces profils plus aplatis peuvent indiquer que les travailleurs indépendants apprennent par leurs propres expériences et ont un profil de gains assez erratique dans le temps, contrairement aux employés qui reçoivent en cours d'emploi une formation dispensée par d'autres et ont

tendance à avoir de l'avancement dans une hiérarchie et dans une échelle de salaires. Les gains des travailleurs indépendants atteignent un sommet beaucoup plus rapidement: dans le cas des Britanniques, ce sommet se produit après 21 ans d'expérience chez ces travailleurs, contre 32 ans chez les employés travaillant contre salaire ou traitement.

E.2.12. Heures normalement travaillées. Étant donné que l'on peut considérer que les gains annuels sont le produit d'un taux de salaire horaire, du nombre d'heures normalement travaillées par semaine et du nombre de semaines travaillées par année, le fait de travailler généralement moins de 35 heures par semaine devrait réduire les gains annuels, toutes choses égales par ailleurs. De la même façon, le fait de travailler 45 heures ou plus par semaine devrait augmenter les gains annuels. Le coefficient relatif à la variable des heures à temps partiel (PTHRS) a le signe négatif prévu et est significatif au niveau de 1 %. Cependant, même après avoir tenu compte de l'interaction des heures supplémentaires de travail et de l'emploi autonome (OTSE), qui devrait appréhender les effets des gains inférieurs perçus par les propriétaires de petites entreprises familiales, le coefficient des heures supplémentaires (OTHRS) est négatif et non significatif. Cela indique qu'au-delà de 44 heures par semaine, les heures additionnelles de travail n'augmentent pas le revenu perçu, et pourraient même le faire diminuer. Cela donne à penser qu'une personne fait peut-être des heures supplémentaires en vue de compenser un taux de salaire horaire inférieur et d'atteindre un niveau de revenu donné.

E.2.13. Semaines travaillées. Il devrait y avoir un lien positif entre le nombre de semaines travaillées par année et les gains annuels. Les variations des semaines travaillées peuvent être volontaires (phénomène d'offre), ou involontaires (phénomène de demande); elles sont probablement

causées par un certain nombre des facteurs influant sur le taux de salaire, et peuvent aussi résulter en partie de réactions d'offre aux taux de salaire anticipés. Cet effet d'adaptation de l'offre pose un problème de simultanéité qu'il nous a été impossible de résoudre de façon satisfaisante au niveau conceptuel, étant donné le grand nombre de variables dichotomiques contenues dans le modèle. Néanmoins, nous nous attendons à trouver une forte relation partielle positive entre le nombre de semaines travaillées et les gains annuels, bien que les estimations du coefficient de cette variable puissent ne pas être convergentes.

Pour déterminer si le taux implicite de salaire hebdomadaire est constant, croissant ou décroissant en fonction du nombre de semaines travaillées, nous avons employé le logarithme des semaines travaillées (LWW) comme variable explicative. On peut considérer que son coefficient mesure l'élasticité des gains annuels par rapport à une variation des semaines travaillées. Si l'élasticité est égale à l'unité, cela signifie que le taux implicite de salaire hebdomadaire est constant; si elle est plus grande que l'unité, cela veut dire que le taux implicite de salaire hebdomadaire est une fonction croissante des semaines travaillées. Le coefficient de LWW se chiffre à 0.827 et est significativement inférieur à l'unité(5). Cela signifie que les gains augmentent beaucoup moins, en proportion, que les semaines travaillées: une augmentation de 10 % du nombre de semaines travaillées engendre une progression des gains de seulement 8.3 %. Cela peut être attribuable au fait que la plupart des hommes canadiens qui travaillent moins d'une année entière le font en raison du caractère saisonnier de leur travail, et que les employeurs doivent ajouter une prime au salaire hebdomadaire pour les semaines

Voir note(s) à la page 237.

effectivement travaillées de façon à attirer la main-d'oeuvre vers ces emplois. Ces deux facteurs conjugés font diminuer (augmenter) les gains annuels moins que proportionnellement avec la baisse (l'augmentation) des semaines travaillées.

NOTES

(1) Ces deux dernières interactions ont été omises des calculs des taux de rendement de l'instruction présentés au chapitre 5, pour des raisons de commodité.

(2) Les chiffres correspondants pour le groupe d'origine française (ETH1) sont les suivants:

$b_1 = 0.0270 - 0.0111 = 0.0159$, et $c_1 = -0.000425 + 0.000184 = -0.000241$.

Par conséquent, les profils des gains des personnes d'origine française ont tendance à augmenter plus lentement et à atteindre un sommet légèrement plus tard (33 ans d'expérience).

(3) Ce coefficient extrêmement élevé découle des très faibles taux de rendement de l'instruction et de l'expérience relatifs au groupe des Indiens autochtones. Fondamentalement, une personne de ce groupe qui n'a ni instruction ni expérience gagnera presque autant qu'une personne instruite et expérimentée du même groupe.

(4) L'effet total du fait d'appartenir à la $i^{ème}$ profession par rapport au travail administratif est $a_i\ OC_i + b(WAGE_i)$, où a_i est le coefficient de la $i^{ème}$ variable dichotomique de profession, où b est le coefficient de WAGE, et où $WAGE_i$ est la moyenne, sur toutes les provinces, des gains moyens dans la $i^{ème}$ profession.

(5) Mincer (1974), qui a utilisé des données de recensement similaires pour les Etats-Unis, a obtenu un coefficient du logarithme des semaines travaillées significativement supérieur à l'unité avec une fonction de gains beaucoup plus simple.

ANNEXE F

PARTITION DE LA VARIANCE

La présente annexe décrit la procédure utilisée pour décomposer la variance en ses diverses composantes. La $i^{ème}$ observation de l'équation 3.6 peut s'écrire

$$E_i = (Z_i\alpha + e_i) + (R_i\rho + H_iu_i) + (W_i\beta), \qquad (F.1)$$

où Z_i est un vecteur ligne 1xJ des observations sur les Z_{ij}, où α est un vecteur colonne Jx1 des α_j, où R_i est un vecteur 1xK des observations sur les données (avec des éléments typiques S_i, S_iX_{ik}, $f(EX_i)X_{ik}$, etc.), où ρ est un vecteur colonne Kx1 des paramètres (avec des éléments typiques λ_k et γ_k), où H_i est la variable substitut pour le capital humain définie dans l'équation 3.3, où e_i et u_i sont les termes d'erreur définis dans les équations 3.4 et 3.5, où W_i est une observation scalaire sur le logarithme de semaines travaillées et où β est un coefficient scalaire. Les trois termes qui figurent entre parenthèses correspondent respectivement à PME, HCE et LSE.

Supposons maintenant qu'une personne est choisie au hasard et donc que toutes les variables indépendantes sont des variables aléatoires. La variance inconditionnelle de E peut s'écrire

$$V(E) = a'\Sigma_{ZZ}\ \alpha + \sigma_e^2 + \rho'\Sigma_{RR}\rho + (\sigma_H^2 + \mu_H^2)\sigma_u^2 + \beta'\Sigma_{WW}\ \beta$$

$$+ 2\alpha'\Sigma_{ZR}\ \rho + 2\ \alpha'\Sigma_{ZW}\ \beta + 2\beta'\Sigma_{WR}\ \lambda\ , \qquad (F.2)$$

où Σ_{ZZ} et Σ_{RR} sont les matrices des variances-covariances de Z et R

respectivement; où Σ_{ZR} est la matrice des covariances entre ces vecteurs; où Σ_{WW} représente la variance scalaire de W, et Σ_{ZW} et Σ_{ZR} représentent les matrices des covariances entre W et Z, et W et R respectivement; et où μ_H et σ_H^2 sont la moyenne et la variance du niveau de capital humain; tous les autres symboles ont déjà été définis.

En commençant avec le logarithme correspondant de l'équation du taux de salaire hebdomadaire,

$$LWR_i = (Z_i\alpha + e_i) + (R_i\rho + H_iu_i), \tag{F.3}$$

un raisonnement parallèle donne l'expression suivante pour la variance inconditionnelle de LWR

$$V(LWR) = \alpha'\Sigma_{ZZ}\alpha + \sigma_e^2 + \rho'\Sigma_{RR}\rho + (\sigma_H^2 + \mu_H^2)\,\sigma_u^2 + 2\alpha'\Sigma_{ZR}\rho. \tag{F.4}$$

Les termes des équations F.2 et F.4 peuvent être réunis de la manière suivante:

$V(PME) = \alpha'\Sigma_{ZZ}\alpha + \sigma_e^2;$

$V(HCE) = \rho'\Sigma_{RR}\,\rho + (\sigma_H^2 + \mu_H^2)\sigma_u^2;$

$V(LSE) = \beta'\Sigma_{WW}\,\beta;$

$C(PME, HCE) = \alpha'\Sigma_{ZR}\,\rho;$

$C(HCE, LSE) = \beta'\Sigma_{WR}\,\rho;$ et

$C(PME, LSE) = \alpha'\Sigma_{ZW}\,\beta.$

PME représente les caractéristiques personnelles et les effets du marché, HCE les effets du capital humain et LSE, les effets de l'offre de travail. Les termes des équations F.2 et F.4 ont été évalués à l'aide des techniques du maximum de vraisemblance, et les valeurs obtenues sont récapitulées au tableau 5.3 et 5.4.

ANNEXE G

ESTIMATIONS DES COEFFICIENTS DANS LES ÉQUATIONS DE GAINS DES FEMMES

Les estimations au premier et au second degrés calculées au moyen du modèle intégral des gains annuels pour les femmes figurent aux tableaux G.1 et G.2 respectivement. Les estimations au second degré du modèle intégral du taux de salaire sont présentées au tableau G.3, tandis que le tableau G.4 contient les estimations au second degré de la version réduite du modèle des gains annuels. Les estimations de chaque modèle ont été effectuées séparément pour chacun des cinq sous-groupes ethniques de femmes. Etant donné que chaque modèle donne à peu près les mêmes résultats, cette annexe porte exclusivement sur l'interprétation des estimations au second degré des coefficients obtenues au moyen du modèle intégral des gains annuels.

G.1. Effets du capital humain

G.1.1. Instruction. Chaque année additionnelle d'instruction devrait accroître les gains annuels. Comme prévu, les coefficients de YSCH sont positifs pour chaque groupe ethnique et significatifs au niveau de 1 %. Le coefficient concernant les femmes d'origine française était le plus élevé et indiquait une augmentation des gains de 4.0 % par année de scolarité. Le plus faible coefficient était celui des Européennes de l'Est et du Sud qui indiquait un taux de rendement de 2.1 % par année de scolarité.

Le fait d'être titulaire d'un grade universitaire, par opposition au fait d'avoir fréquenté l'université mais de ne pas avoir obtenu un grade (DEG=1), devrait engendrer des gains supérieurs, toutes choses égales par

TABLEAU G.1. Résultats des régressions du premier degré dans le cas du modèle intégral des gains annuels appliqué aux femmes(1)

	Origine ethnique				
Variable	Britannique	Française	Européenne du Nord	Européenne de l'Est et du Sud	Autre
Constante	3.373 (0.112)	3.319 (.193)	3.149 (.207)	3.422 (.222)	3.683 (.267)
HH	.0912 (.0273)	.0831 (.0390)	.0533 (.0656)	.0850 (.0655)	.0360 (.0740)
MS1	.101 (.0171)	.108 (.0219)	.0910 (.0377)	.200 (.0363)	.0741 (.0460)
MS2	.0655 (.0249)	.0926 (.0374)	.135 (.0599)	.141 (.0594)	.0835 (.0742)
LNO2	-.0210 (.0236)	.0769 (.0174)	-.0318 (.0579)	-.0105 (.0394)	.00158 (.0553)
NCB	-.0573 (.00839)	-.0648 (.0111)	-.0461 (.0187)	-.0645 (.0204)	-.0591 (.0242)
NC2	.00391 (.00108)	.00522 (.00118)	-.00141 (.00247)	.00498 (.00302)	.00311 (.00311)
TM1	-.754 (.0139)	-.571 (.0209)	-.702 (.0303)	-.644 (.0290)	0.582 (.0415)
OTHRS	.0477 (.0236)	-.0723 (.0287)	0.114 (.0463)	0.0440 (.0454)	.0559 (.0556)
SE	-.222 (.0356)	-.143 (.0463)	-.311 (.0654)	-.0831 (.0648)	-.0684 (.0826)
DEG	.223 (.0308)	.184 (.0486)	.291 (.0716)	.225 (.0607)	.0981 (.0678)
OC1	-.202 (.0876)	-.326 (.170)	-.423 (.170)	-.380 (.189)	-.182 (.248)
OC2	-.119 (.0835)	.00133 (.147)	-.174 (.174)	.0823 (.147)	-.0839 (.182)
OC3	-.201 (.0604)	-.0490 (.0885)	-.163 (.145)	-.366 (.136)	.0840 (.166)
OC4	-.869 (.249)	-.381 (.315)	-.103 (.721)	.0457 (.494)	——(2)
OC5	-.00166 (.0643)	.111 (.111)	-.245 (.125)	-.145 (.134)	.113 (.162)

Voir note(s) à la fin du tableau.

TABLEAU G.1. Résultats des régressions du premier degré dans le cas du modèle intégral des gains annuels appliqué aux femmes(1) - suite

	Origine ethnique				
Variable	Britannique	Française	Européenne du Nord	Européenne de l'Est et du Sud	Autre
OC6	.0978 (.0296)	.0510 (.0631)	.0536 (.0601)	-.00905 (.0668)	.0430 (.0827)
OC7	.0681 (.0626)	.0072 (.0882)	-.180 (.142)	.0961 (.122)	.266 (.193)
OC8	-.0260 (.0283)	.0270 (.0439)	-.0751 (.0591)	-.0627 (.0561)	-.181 (.0703)
OC9	.0105 (.0386)	-.0907 (.0646)	.0835 (.0731)	-.0663 (.0775)	-.121 (.108)
OC10	-.102 (.0455)	-.0422 (.0774)	.0640 (.0829)	.00681 (.0900)	-.0687 (.111)
OC11	-.343 (.0594)	-.212 (.123)	-.131 (.0930)	-.218 (.105)	-.137 (.137)
OC12	.396 (.199)	.0301 (.228)	.283 (.519)	.317 (.702)	.774 (.366)
OC13	.107 (.0530)	.147 (.0621)	.299 (.0964)	.124 (.0791)	-.168 (.106)
OC14	.0314 (.0367)	.0658 (.0534)	.112 (.0695)	-.111 (.0555)	-.123 (.0706)
OC15	.0502 (.132)	-.0912 (.196)	.532 (.362)	.800 (.249)	-1.470 (.685)
OC16	-.103 (.0998)	.505 (.223)	.221 (.198)	.771 (.289)	.0719 (.350)
RES1	.0634 (.0154)	.0412 (.0208)	.0182 (.0335)	.0985 (.0402)	.0790 (.0558)
RES2	0.0668 (.0210)	-.0613 (.0298)	-.0330 (.0450)	-.0170 (.0660)	-.162 (.0774)
RES3	-.0747 (.0358)	-.219 (.0542)	-.0930 (.0610)	-.0652 (.0921)	-.291 (.139)
REG1	-.0873 (.0301)	.00414 (.0793)	-.0654 (.0794)	.222 (.144)	.0531 (.121)
REG2	-.0173 (.0299)	.0173 (.0629)	.105 (.0760)	.0193 (.0538)	-.0685 (.0634)

Voir note(s) à la fin du tableau.

TABLEAU G.1. Résultats des régressions du premier degré dans le cas du modèle intégral des gains annuels appliqué aux femmes(1) - fin

Variable	Origine ethnique				
	Britannique	Française	Européenne du Nord	Européenne de l'Est et du Sud	Autre
REG3	-.0187 (.0184)	-.0565 (.0649)	-.0634 (.0388)	.00314 (.0448)	-.0849 (.0511)
REG4	-.0260 (.0229)	.0121 (.0738)	-.0575 (.0398)	-.00437 (.0480)	-.122 (.0606)
YSCH	-.0373 (.00290)	.0391 (.00382)	.0361 (.00617)	.0201 (.00487)	.0231 (.00584)
EX	.0254 (.00142)	.0259 (.00211)	.0290 (.00308)	.0218 (.00290)	.0249 (.00379)
EE	-.000351 (.0000270)	-.000379 (.0000400)	-.000402 (.0000574)	-.000260 (.0000530)	-.000308 (.0000684)
WAGE	.000162 (.0000296)	.000183 (.0000520)	.000241 (.0000538)	.000209 (.0000589)	.000171 (.0000705)
LWW	.943 (.00895)	.908 (.0129)	.951 (.0192)	.915 (.0188)	.917 (.0257)
R^2	.665	.608	.658	.615	.624
N	15,093	7,623	3,298	3,592	1,875

(1) Les nombres entre parenthèses sont les erreurs-types estimées.

(2) Il n'y a pas eu d'observation dans cette case.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

TABLEAU G.2. Résultats des régressions du deuxième degré dans le cas du modèle intégral des gains annuels appliqué aux femmes[1]

Variable	Origine ethnique: Britannique	Française	Européenne du Nord	Européenne de l'Est et du Sud	Autre
Deg	.2202 (.031)	.1769 (.049)	.2841 (.072)	.2163 (.061)	.09726 (.068)
OC 1	-.2001 (.088)	-.3308 (.17)	-.4241 (.17)	-.3741 (.19)	-.1620 (.25)
OC 2	-.1216 (.084)	-.006878 (.15)	-.1756 (.17)	.08119 (.15)	-.07651 (.18)
OC 3	-.2039 (.060)	-.05291 (.088)	-.1702 (.15)	-.3702 (.14)	.08194 (.17)
OC 4	-.8688 (.25)	-.3638 (.32)	-.1318 (.72)	.05237 (.49)	—[2]
OC 5	-.002521 (.064)	.1109 (.11)	-.2521 (.12)	-.1433 (.13)	.1152 (.16)
OC 6	.09774 (.030)	.05028 (.063)	.05387 (.060)	-.007759 (.067)	.04822 (.083)
OC 7	.06853 (.063)	.07877 (.088)	-.1837 (.14)	.1002 (.12)	.2645 (.19)
OC 8	-.02915 (.028)	.03038 (.044)	-.07923 (.059)	-.06287 (.056)	-.1825 (.070)
OC 9	.006719 (.039)	-.08765 (.065)	.08553 (.073)	-.06592 (.078)	-.1209 (.11)
OC 10	-.1059 (.045)	-.04008 (.077)	.06325 (.083)	.005183 (.090)	-.07214 (.11)
OC 11	-.3469 (.059)	-.2117 (.12)	-.1325 (.093)	-.2160 (.10)	-.1358 (.14)
OC 12	.3960 (.20)	.03215 (.23)	.2990 (.52)	.2966 (.70)	.7762 (.37)

Voir note(s) à la fin du tableau.

TABLEAU G.2. Résultats des régressions du deuxième degré dans le cas du modèle intégral des gains annuels appliqué aux femmes[1]- suite

Variable	Origine ethnique Britannique	Française	Européenne du Nord	Européenne de l'Est et du Sud	Autre
OC 13	.1059 (.053)	.1531 (.062)	.3055 (.096)	.1277 (.079)	-.1719 (.11)
OC 14	.03217 (.037)	.06927 (.053)	.1139 (.070)	-.1058 (.056)	-.1241 (.071)
OC 15	.05150 (.13)	-.08994 (.20)	.5399 (.36)	.7952 (.25)	-1.422 (.68)
OC 16	-.1029 (.10)	.5031 (.22)	.2272 (.20)	.7840 (.29)	.09071 (.35)
MS 1	.1164 (.017)	.1215 (.022)	.1146 (.035)	.2172 (.035)	.09012 (.044)
MS 2	.07219 (.025)	.09545 (.037)	.1464 (.059)	.1504 (.059)	.09207 (.074)
LNO 2	-.02542 (.024)	.07742 (.017)	-.03656 (.058)	-.01311 (.039)	.004046 (.055)
SE	-.2189 (.036)	-.1414 (.046)	-.3049 (.065)	-.08283 (.065)	-.06949 (.082)
RES 1	.06266 (.015)	.04059 (.021)	.01894 (.034)	.1023 (.040)	.07608 (.056)
RES 2	-.06712 (.021)	-.06181 (.030)	-.03087 (.045)	-.01731 (.066)	-.1601 (.077)
RES 3	-.07880 (.036)	-.2195 (.054)	-.09295 (.061)	-.06811 (.092)	-.2950 (.14)
REG 1	-.08648 (.030)	.003504 (.079)	-.06386 (.079)	.2219 (.14)	-.05598 (.12)
REG 2	-.01508 (.030)	.01583 (.063)	-.1016 (.076)	.02110 (.054)	-.06635 (.063)
REG 3	-.01788 (.018)	.05750 (.065)	-.06212 (.039)	.003234 (.045)	-.08513 (.051)

Voir note(s) à la fin du tableau.

TABLEAU G.2. Résultats des régressions du deuxième degré dans le cas du modèle intégral des gains annuels appliqué aux femmes(1) - fin

	Origine ethnique				
Variable	Britannique	Française	Européenne du Nord	Européenne de l'Est et du Sud	Autre
REG 4	-.02593 (.023)	.01362 (.074)	-.05676 (.040)	-.005796 (.048)	-.1218 (.061)
TM1	-.7523 (.014)	-.5692 (.021)	-.6968 (.030)	-.6432 (.029)	-.5807 (.041)
HH	.09989 (.027)	.08976 (.039)	.06547 (.065)	.09144 (.065)	.03723 (.074)
WAGE	.0001618 (.00003)	.0001855 (.00005)	.0002437 (.00005)	.0002081 (.00006)	.0001675 (.00007)
YSCH	.03775 (.0029)	.03994 (.0038)	.03684 (.0062)	.02097 (.0049)	.02359 (.0058)
LWW	.9424 (.0090)	.9056 (.013)	.9494 (.019)	.9156 (.019)	.9161 (.026)
OTHRS	.04727 (.024)	-.06907 (.029)	-.1142 (.046)	-.04595 (.045)	.05796 (.056)
EXS	.02471 (.0014)	.02717 (.0022)	.02920 (.0032)	.02083 (.0029)	.02580 (.0039)
EES	-.0003629 (.00003)	-.0004312 (.00004)	-.0004398 (.00006)	-.0002646 (.00006)	-.0003591 (.00008)
HAT	-.01977 (.0032)	-.02300 (.0045)	-.02583 (.0052)	-.01486 (.0057)	-.01799 (.0076)
Constante	3.3816	3.3102	3.1426	3.4394	3.6942
R^2	.66	.61	.66	.61	.62
N	15,093	7,623	3,298	3,592	1,875

(1) Les nombres entre parenthèses sont les erreurs-types estimées.

(2) Il n'y a pas eu d'observation dans cette case.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

Tableau G.3 Résultats des régressions du deuxième degré dans le cas du modèle intégral du taux du salaire appliqué aux femmes(1)

	Origine ethnique				
Variable	Britannique	Française	Européenne du Nord	Européenne de l'Est et du Sud	Autre
DEG	.2217 (.031)	.1831 (.049)	.2812 (.072)	.2149 (.061)	.1023 (.068)
OC 1	-.2084 (.088)	-.3057 (.17)	-.4228 (.17)	-.3838 (.19)	-.1698 (.25)
OC 2	-.1243 (.084)	.009957 (.15)	-.1692 (.17)	.09214 (.15)	-.07757 (.18)
OC 3	-.1954 (.061)	-.01683 (.089)	-.1624 (.15)	-.3472 (.14)	.06859 (.17)
OC 4	-.8693 (.25)	-.3494 (.32)	-.1485 (.72)	.1025 (.50)	___ (2)
OC 5	-.009059 (.064)	.1248 (.11)	-.2465 (.13)	-.1557 (.13)	.1188 (.16)
OC 6	.09691 (.030)	.06310 (.063)	.05822 (.060)	-.01363 (.067)	.04666 (.083)
OC 7	.07176 (.063)	.1046 (.088)	-.1801 (.14)	.1328 (.12)	.2737 (.19)
OC 8	-.02092 (.028)	.03977 (.044)	-.07354 (.059)	-.04561 (.056)	-.1823 (.070)
OC 9	.01372 (.039)	-.08210 (.065)	.08740 (.073)	-.05303 (.078	-.1240 (.11)
OC 10	-.09129 (.046)	-.03316 (.078)	.06807 (.083)	.02393 (.090)	-.07585 (.11)
OC 11	-.3278 (.059)	-.1776 (.12)	-.1188 (.093)	-.1821 (.10)	-.1077 (.14)
OC 12	.4440 (.20)	.09220 (.23)	.2985 (.52)	.3044 (.70)	.8183 (.37)
OC 13	.1272 (.053)	.1684 (.062)	.3181 (.096)	.1590 (.079)	-.1618 (.11)

Voir note(s) à la fin du tableau.

TABLEAU G.3. Résultats des régressions du deuxième degré dans le cas du modèle intégral du taux du salaire appliqué aux femmes(1) - suite

Variable	Origine ethnique: Britannique	Française	Européenne du Nord	Européenne de l'Est et du Sud	Autre
OC 14	.04284 (.037)	.07704 (.054)	.1203 (.070)	-.08694 (.056)	-.1226 (.071)
OC 15	.06224 (.13)	-.07692 (.20)	.5545 (.36)	.8366 (.25)	-1.3066 (.69)
OC 16	-.1005 (.10)	.5242 (.22)	.2344 (.20)	.7993 (.29)	.09977 (.35)
MS 1	.1117 (.017)	.1207 (.022)	.1104 (.035)	.2098 (.035)	.08926 (.044)
MS 2	.06616 (.025)	.09100 (.038)	.1360 (.060)	.1443 (.059)	.09566 (.074)
LNO 2	-.02316 (.024)	.07863 (.017)	-.02729 (.058)	-.005885 (.039)	.003185 (.055)
SE	-.2267 (.036)	-.1598 (.046)	-.3184 (.065)	-.09319 (.065)	-.07389 (.083)
RES 1	.06129 (.015)	.04017 (.021)	.01610 (.034)	.09835 (.040)	.06259 (.056)
RES 2	-.06583 (.021)	-.05575 (.030)	-.03019 (.045)	-.009557 (.066)	-.1563 (.077)
RES 3	-.07613 (.036)	-.2168 (.054)	-.09391 (.061)	-.07088 (.092)	-.2997 (.14)
REG 1	-.08421 (.030)	-.002848 (.080)	-.06737 (.079)	.2263 (.14)	-.05202 (.12)
REG 2	-.01540 (.030)	.008785 (.063)	-.1078 (.076)	.01330 (.054)	-.06033 (.063)
REG 3	-.01961 (.018)	.04847 (.065)	-.06347 (.039)	-.001491 (.045)	-.08626 (.051)
REG 4	-.02543 (.023)	-.0007252 (.074)	-.05909 (.040)	-.01109 (.048)	-.1267 (.061)
TM1	-.7259 (.013)	-.5229 (.020)	-.6729 (.029)	-.6058 (.028)	-.5449 (.040)

Voir note(s) à la fin du tableau.

TABLEAU G.3. Résultats des régressions du deuxième degré dans le cas du modèle intégral du taux du salaire appliqué aux femmes(1) - fin

Variable	Origine ethnique				
	Britannique	Française	Européenne du Nord	Européenne de l'Est et du Sud	Autre
HH	.09849 (.027)	.08992 (.039)	.06460 (.066)	.08165 (.066)	.03118 (.074)
WAGE	.0001638 (.00003)	.0001769 (.00005)	.0002412 (.00005)	.0002120 (.00006)	.0001627 (.00007)
YSCH	.03746 (.0029)	.03906 (.0038)	.03676 (.0062)	.02111 (.0049)	.02329 (.0059)
OTHRS	.05048 (.024)	-.06760 (.029)	-.1121 (.047)	-.04922 (.046)	.05601 (.056)
EES	-.0003372 (.00003)	-.0003785 (.00004)	-.0004159 (.00006)	-.0002222 (.00006)	-.0003284 (.00008)
HAT	-.01846 (.0032)	-.02025 (.0046)	-.02474 (.0051)	-.01268 (.0056)	-.01646 (.0075)
EXS	.02292 (.0014)	.02368 (.0021)	.02767 (.0031)	.01802 (.0029)	.02348 (.0038)
Constante	3.1879	3.03587	2.9864	3.1505	3.4449
R^2	.33	.26	.32	.25	.28
N	15,093	7,623	3,298	3,592	1,875

(1) Les nombres entre parenthèses sont les erreurs-types estimées.

(2) Il n'y a pas eu d'observation dans cette case.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

TABLEAU G.4. Résultats des régressions du deuxième degré dans le cas de la version réduite du modèle des gains annuels appliqué aux femmes(1)

	Origine ethnique				
Variable	Britannique	Française	Européenne du Nord	Européenne de l'Est et du Sud	Autre
DEG	.2382 (.030)	.2324 (.049)	.3063 (.069)	.2699 (.060)	.2041 (.067)
RES 1	.06140 (.016)	.04961 (.021)	.02866 (.034)	.1047 (.041)	.08697 (.057)
RES 2	-.08718 (.022)	-.05708 (.031)	-.05256 (.046)	-.01557 (.068)	-.08568 (.078)
RES 3	-.1239 (.036)	-.2831 (.054)	-.1883 (.059)	-.1496 (.085)	-.3649 (.14)
REG 1	-.1444 (.024)	-.02472 (.074)	-.1713 (.076)	.1752 (.14)	-.1176 (.12)
REG 2	.07434 (.028)	.1368 (.064)	-.004566 (.072)	.07579 (.051)	.004667 (.059)
REG 3	.04328 (.018)	.1514 (.067)	.007524 (.038)	.05471 (.044)	-.01455 (.049)
REG 4	-.05410 (.022)	.01213 (.075)	-.1034 (.038)	-.04338 (.046)	-.1275 (.060)
TM1	-.7933 (.014)	-.5759 (.021)	-.7196 (.030)	-.6784 (.029)	-.5965 (.041)
EM	.1523 (.017)	.1473 (.022)	.1605 (.036)	.2576 (.036)	.1028 (.045)
YSCH	.06629 (.0027)	.07611 (.0035)	.06188 (.0058)	.04180 (.0043)	.05103 (.0052)
HAT	-.01795 (.0027)	-.02341 (.0046)	-.02545 (.0047)	-.01435 (.0052)	-.01865 (.0078)
EXS	.02714 (.0015)	.03196 (.0023)	.03258 (.0032)	.02083 (.0030)	.02847 (.0039)
EES	-.0004250 (.00003)	-.0005166 (.00005)	-.0005335 (.00007)	-.0003007 (.00006)	-.0004060 (.00008)

Voir note(s) à la fin du tableau.

TABLEAU G.4. Résultats des régressions du deuxième degré dans le cas de la version réduite du modèle des gains annuels appliqué aux femmes(1)- fin

	Origine ethnique				
Variable	Britannique	Française	Européenne du Nord	Européenne de l'Est et du Sud	Autre
LWW	.9645 (.0092)	.9319 (.013)	.9603 (.020)	.9317 (.019)	.9353 (.026)
Constante	3.446	3.343	3.533	3.750	3.727
R^2	.64	.57	.63	.59	.59
N	15,093	7,623	3,298	3,592	1,875

(1) Les nombres entre parenthèses sont les erreurs-types estimées.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

ailleurs. Cette variable a eu un effet positif pour chaque groupe ethnique et significatif au niveau de 1 % dans le cas de tous les groupes ethniques, sauf celui des femmes d'autre origine ethnique (significatif au seuil de 10 %).

G.1.2. Expérience. On s'attendait à ce que les gains augmentent à un taux décroissant pour chaque année d'expérience continue. Les coefficients obtenus en ce qui concerne les variables d'expérience potentielle, corrigées pour tenir compte des interruptions de l'activité (EXS = EX-HAT et EES = EXS^2), confirment cette prévision. Dans le cas de chaque groupe ethnique, le coefficient de EXS était positif, tandis que celui de EES était négatif et de valeur absolue beaucoup plus faible. Chaque coefficient était très significatif pour chaque groupe ethnique. Le plus fort et le plus faible effet des premières années d'expérience ont été observés respectivement chez les femmes d'origine européenne du Nord (2.9 %) et chez les femmes d'origine européenne de l'Est et du Sud (2.1 % par an). Le taux de diminution du rendement de l'expérience dépend du niveau d'expérience: il a été plus important chez les femmes d'origine européenne du Nord (.088 EXS % par an), et plus faible chez les femmes d'origine européenne de l'Est et du Sud (.052 EXS % par an). Combinés, ces deux effets donnent un profil des gains selon l'expérience qui s'élève rapidement au début, mais s'aplatit assez rapidement chez les femmes d'origine européenne du Nord qui travaillent de façon permanente; ce profil monte très lentement au début mais s'aplatit également lentement chez les femmes d'origine européenne de l'Est et du Sud. Pour ces deux groupes de femmes, les coefficients indiquent que les sommets des gains interviennent respectivement après 33 et 39 ans d'expérience continue; chez les femmes d'origines britannique, française et autre, les sommets interviennent respectivement à 34 ans, 31 ans et 36 ans d'expérience.

Lorsqu'une personne quitte la population active pour d'autres raisons que pour aller étudier, on présume que l'accumulation de capital humain cesse, et donc que le potentiel de gains ne peut s'accroître. Les aptitudes liées au travail peuvent se détériorer lorsqu'elles ne sont pas employées, ce qui engendre une dépréciation du stock de capital humain déjà acquis par la personne. Donc, le potentiel de gains de la personne diminuera avec la durée de l'interruption de l'activité. Les résultats de l'estimation au premier degré (voir l'annexe C) devraient donc révéler une relation négative entre les gains annuels et la durée de l'interruption. En effet, le coefficient de la variable de durée de l'interruption (HAT) était négatif et très significatif pour tous les groupes ethniques. En valeur absolue, le coefficient le plus élevé a été observé chez les femmes d'origine européenne du Nord, chaque année d'absence du travail attribuable à la mise au monde et à l'éducation des enfants impliquant une baisse de 2.6 % des gains annuels. Les femmes d'origine européenne de l'Est et du Sud avaient le plus faible coefficient; chaque année d'absence du travail représentait une baisse de 1.5 % des gains. Le fait que le coefficient des femmes d'origine européenne du Nord dépasse de beaucoup celui des femmes d'origine européenne de l'Est et du Sud ne peut pas être attribué tout simplement à une dépréciation plus rapide du capital humain des premières, étant donné que l'augmentation des gains qui aurait résulté d'une année d'expérience de plus aurait été plus forte chez les femmes d'origine européenne du Nord que chez celles d'origine européenne de l'Est et du Sud.

G.2. Effets des caractéristiques personnelles et du marché

G.2.1. État matrimonial. D'après notre analyse du chapitre 4, nous nous attendions à ce que le fait d'être alors mariée (MS1=1) ait tendance à réduire les gains, et que le fait d'être veuve, divorcée ou séparée (MS2=1) ait par contre tendance à accroître les gains, tous les autres facteurs étant constants. Nos prévisions ont été confirmées dans le cas de cette dernière variable; en effet, les coefficients de MS2 étaient positifs pour chaque groupe ethnique et significatifs dans chaque cas, sauf dans celui des femmes d'autre origine ethnique. Contrairement à toute attente, les coefficients de MS1 étaient significativement positifs pour chaque groupe ethnique. Ce résultat surprenant peut s'expliquer par le biais dû au choix personnel: d'après la théorie fondamentale de l'offre de travail, les femmes mariées qui travaillent et qui figurent par conséquent dans notre échantillon de femmes mariées sont celles dont le salaire sur le marché dépasse le salaire d'attente (déterminé par la valeur du temps qu'elles consacrent aux travaux ménagers). Dans la mesure où les femmes mariées de notre échantillon ont tendance à être celles qui ont les plus fortes possibilités de gains et non celles qui ont la plus faible productivité sur le plan des travaux ménagers, les autres caractéristiques étant identiques, MS1 sert de substitut à d'autres sources de gains supérieurs inexpliquées autrement, et non aux effets de motivation du mariage sur les gains. De toute façon, l'effet positif du mariage sur les gains des femmes concorde avec les résultats de Oaxaca (1973) pour les États-Unis et ceux de de Gunderson (1976) pour le Canada.

G.2.2. Chef de famille. Une femme chef de famille est généralement une femme qui est célibataire et financièrement indépendante, ou qui est

la principale source de revenus d'une famille de plusieurs personnes. L'une ou l'autre situation nous permet de prévoir que le coefficient de la variable chef de famille (HH=1) sera positif. Tous ces coefficients étaient en effet positifs, mais n'étaient statistiquement significatifs que pour les groupes d'origines britannique et française.

G.2.3. Bilinguisme. Toutes choses égales par ailleurs, la connaissance des deux langues officielles devait produire des gains supérieurs, ce qui n'a été le cas que chez les femmes d'origine française. Le coefficient de LN02 était positif et très significatif pour ce groupe, tandis qu'il n'était significativement différent de zéro pour aucun des autres groupes.

G.2.4. Emploi autonome. D'après l'exposé sur le modèle des hommes (voir l'annexe E), nous nous attendions à ce que le fait d'avoir un emploi autonome ait un effet positif sur les gains des femmes. Pourtant, le coefficient de SE n'a été significativement différent de zéro que chez les femmes d'origines britannique, française et européenne du Nord. Cependant, le coefficient était négatif et important dans chaque cas, ce qui signifie que les femmes ayant un emploi autonome gagnaient de 14 % à 30 % de moins que celles qui travaillaient contre salaire et traitement, toutes choses égales par ailleurs. Pour ces trois groupes tout au moins, l'emploi autonome peut représenter un désir d'indépendance (et peut-être d'horaires souples dans le cas des femmes mariées) qui doit être acheté au prix de gains beaucoup plus faibles.

G.2.5. Heures normalement travaillées par semaine. Le fait de travailler généralement moins de 35 heures par semaine devrait réduire les gains annuels. Cette prévision s'est vérifiée, le coefficient TM1 ayant été négatif, important et significatif au seuil de 1 % dans le cas de chaque

groupe de femmes. Par contre, le fait de travailler généralement plus de 44 heures par semaine devrait accroître les gains annuels. Pourtant, le coefficient de OTHRS n'était positif et significatif (au niveau de 5 %) que dans le cas du groupe d'origine britannique. Chez les femmes d'origines française et européenne du Nord, le coefficient de OTHRS était négatif et significatif au seuil de 1 %. Quant aux femmes d'origine européenne de l'Est et du Sud et d'autre origine ethnique, les coefficients n'étaient pas significativement différents de zéro. Il semble donc que pour tous les groupes, sauf les Britanniques, les femmes font des heures supplémentaires lorsqu'elles tentent d'atteindre un niveau de revenu qu'elles se sont fixées comme objectif, pour un emploi où le taux de salaire est faible.

G.2.6. Semaines travaillées. Les gains annuels devraient augmenter avec le nombre de semaines travaillées. Donc, le coefficient du logarithme des semaines de travail (LWW) devrait être positif. En effet, les coefficients de cette variable ont été positifs et très significatifs pour chaque groupe ethnique. Ils passent de .95 chez les femmes d'origine européenne du Nord à .91 chez celles d'origine française, ce qui indique que les gains augmentent moins que proportionnellement avec les semaines de travail.

G.2.7. Gains moyens dans la profession. WAGE est la variable qui représente les gains moyens des femmes dans leur province de résidence et dans la profession qu'elles exercent. Cette variable sert à tenir compte des variations interrégionales entre les conditions d'offre et de demande dans les professions. Si une femme travaille dans une profession généralement bien rémunérée dans sa province de résidence, on prévoit que, toutes choses égales par ailleurs, ses gains annuels seront supérieurs à

ceux qu'elle percevrait dans le cas contraire. Par conséquent, on s'attend à ce que le coefficient de WAGE soit positif, ce qui a été le cas dans les équations de gains annuels estimées pour chaque groupe de femmes: elles avaient chacune un coefficient positif très significatif.

G.2.8. Profession. Sauf dans le cas des femmes d'origine britannique, la plupart des coefficients de profession n'étaient pas significativement différents de zéro. Cela indique qu'après avoir tenu compte du capital humain acquis, des caractéristiques personnelles, des gains moyens dans la province et dans la profession, et de la situation géographique, le fait de travailler dans la plupart des autres professions ne produit pas, par rapport au travail administratif, de gains significativement différents chez les femmes. Même si nous n'avions pas fait de prévisions ex-ante en ce qui concerne les signes des coefficients de profession, le raisonnement employé dans l'exposé sur les coefficients des professions des hommes (voir l'annexe E) suggère que les professions dont les coefficients étaient significativement négatifs sont celles dans lesquelles le capital humain joue un rôle relativement moins important en tant que facteur des gains que dans le travail administratif, l'inverse étant vrai pour les professions dont les coefficients étaient significativement positifs. Chez les femmes d'origine britannique, cela signifierait que les professions liées à la direction et l'administration (OC1), aux sciences sociales (OC3), religion et aux professions connexes (OC4), aux services (OC10) et à l'agriculture (OC11) sont celles où, pour ce groupe ethnique, le capital humain joue un rôle beaucoup plus important dans la détermination des gains que dans le travail administratif; par contre, dans les catégories médecine et santé (OC6), autres professions du secteur primaire (OC12), et transformation (OC13), le capital humain serait un facteur de détermination des gains

moins important que dans la catégorie du travail administratif. Dans ce contexte, le coefficient négatif, significatif et très élevé pour les professions dans l'agriculture, et le coefficient positif, significatif et très élevé pour les professions en médecine et en santé, semblent anormaux. Il se peut cependant que dans ces deux grandes catégories professionnelles, les femmes soient concentrées dans des emplois où le capital humain est respectivement plus et moins important que dans la catégorie du travail administratif.

Les signes des coefficients significatifs de la même catégorie professionnelle sont généralement cohérents d'un groupe ethnique à l'autre. Les seuls signes inverses ont été observés dans le cas de l'usinage, la fabrication, le montage et la réparation (OC14) et du bâtiment et des travaux publics (OC15). Il s'agit-là de grandes catégories professionnelles dans lesquelles les groupes ethniques peuvent être concentrés dans des emplois distincts qui récompensent de façon très différente l'accumulation de capital humain.

G.2.9. Genre de collectivité. D'un groupe ethnique à l'autre, le niveau des coefficients de la variable de lieu de résidence indique que plus les collectivités dans lesquelles résident les femmes sont importantes, plus les gains sont élevés, toutes choses égales par ailleurs. La catégorie de référence est celle des agglomérations urbaines de moins de 30,000 habitants; les coefficients des plus grandes agglomérations urbaines sont positifs, tandis que ceux des collectivités rurales non agricoles et rurales agricoles sont de plus en plus négatifs.

G.2.10. Région. Les coefficients des variables de région ne seront statistiquement significatifs que si, après avoir tenu compte de tous les autres facteurs comme le niveau d'instruction, les semaines de travail, le

salaire dans la profession dans la province, etc., il reste encore un "résidu" inexpliqué dans le niveau des gains, pour une région particulière par rapport à la Colombie-Britannique (la catégorie exclue). Il se trouve que mis à part un coefficient négatif pour la variable des provinces Maritimes (REG1), dans le cas des femmes d'origine britannique et des coefficients négatifs pour l'Ontario (REG3) et les provinces des Prairies (REG4), dans le cas des femmes d'autre origine, aucun des coefficients de variable de région n'était significativement différent de zéro. On peut donc présumer qu'en général, les facteurs géographiques n'engendrent pas d'écarts résiduels entre les gains des différentes régions (par rapport à la Colombie-Britannique) chez les femmes. Cela signifie qu'après avoir tenu compte de l'instruction, de l'expérience, de l'offre de travail, de la profession, de la taille de la collectivité, etc., la région du Canada dans laquelle vit une femme a très peu d'effet sur ses gains.

ANNEXE H

PARTITION DE L'ÉCART ENTRE LES GAINS DE DEUX GROUPES

La présente annexe décrit la procédure utilisée pour décomposer l'écart séparant les gains de deux groupes de personnes entre d'une part, la partie qui peut être expliquée par des différences entre les niveaux des caractéristiques et d'autre part, la partie qui provient de différences entre les taux de rendement de ces caractéristiques et qui a parfois été attribuée à une forme de discrimination.

Supposons que les fonctions de gains ont été correctement spécifiées et qu'elles ont été estimées sans biais pour deux groupes distincts à l'aide des moindres carrés ordinaires. Dans ces conditions, pour chaque groupe ethnique,

$$\overline{E}^s = \sum_{i=1}^{J} b_i^s \overline{X}_i^s, \qquad s = 1, 2, \qquad (H.1)$$

où $\overline{E}^s$ et $\overline{X}_i^s$ représentent respectivement la moyenne (sur l'échantillon) du logarithme des gains annuels et la $i^{\text{ème}}$ caractéristique des sous-groupes respectifs, et où les b_i^s sont des paramètres estimés. Les moyennes des logarithmes des écarts entre les gains peuvent être exprimées soit par

$$\overline{E}^1 - \overline{E}^2 = \sum_i b_i^1 (\overline{X}_i^1 - \overline{X}_i^2) + \sum_i \overline{X}_i^1 (b_i^1 - b_i^2) - \sum_i (\overline{X}_i^1 - \overline{X}_i^2)(b_i^1 - b_i^2) \qquad (H.2)$$

soit par

$$\overline{E}^1 - \overline{E}^2 = \sum_i b_i^2 (\overline{X}_i^1 - \overline{X}_i^2) + \sum_i \overline{X}_i^2 (b_i^1 - b_i^2) + \sum_i (\overline{X}_i^1 - \overline{X}_i^2)(b_i^1 - b_i^2). \qquad (H.3)$$

Les équations H.2 et H.3 décomposent chacune les moyennes des logarithmes des différences séparant les gains des deux groupes entre leurs trois composantes. Les premiers termes des membres de droite de ces

équations, $\sum_i b_i^s(\overline{X}_i^1 - \overline{X}_i^2)$, s = 1,2, sont des autres mesures de la différence entre les gains qui est due à des différences entre les niveaux moyens des caractéristiques; ces mesures sont obtenues à l'aide des coefficients de pondération des régressions pour les groupes 1 et 2 respectivement.

Masters (1974) considère que les termes du milieu de RHS, $\sum_i \overline{X}_i^s(b_i^1 - b_i^2)$, s = 1, 2, sont d'autres mesures de discrimination qui utilisent les niveaux des caractéristiques des groupes 1 et 2 respectivement comme coefficients de pondération. Oaxaca (1973), par contre, définit la discrimination comme l'écart entre les revenus bruts moins le montant "expliqué" par des différences entre les caractéristiques moyennes. Ainsi, en se fondant sur l'équation H.2, la définition d'Oaxaca de la discrimination est

$$\overline{E}^1 - \overline{E}^2 - \sum_i b_i^1(\overline{X}_i^1 - \overline{X}_i^2) = \sum_i \overline{X}_i^1(b_i^1 - b_i^2) - \sum_i(\overline{X}_i^1 - \overline{X}_i^2)(b_i^1 - b_i^2). \quad \text{(H.4)}$$

En développant le dernier terme du membre de droite de l'équation H.4 et en réunissant les termes, on obtient

$$\sum_i \overline{X}_i^1(b_i^1 - b_i^2) - \sum_i(\overline{X}_i^1 - \overline{X}_i^2)(b_i^1 - b_i^2) = \sum_i \overline{X}_i^2(b_i^1 - b_1^2), \quad \text{(H.5)}$$

qui équivaut précisément à la définition qu'a donnée Masters d'après les coefficients de régression tirés du groupe 2. D'une façon analogue, on peut démontrer que la mesure d'Oaxaca établie d'après l'équation H.3 est équivalente à la définition de Masters fondée sur les coefficients de régression du groupe 1.

Les méthodes de Masters et d'Oaxaca donnent chacune deux mesures à cause du problème inhérent de nombre-indice qui se pose lorsqu'on choisit les coefficients de pondération appropriés; la différence entre ces deux mesures est égale au terme d'interaction, $\sum_i (\overline{X}_i^1 - \overline{X}_i^2)(b_i^1 - b_i^2)$. Pour que ce terme d'interaction soit nul, les conditions suffisantes, mais non

nécessaires, sont soit que $b_i^1 = b_i^2$ pour tous les i (c.-à-d. que les taux de rendement soient identiques dans les deux groupes et que toutes les différences entre les gains sont expliquées par des différences entre les niveaux des caractéristiques), soient que $\bar{X}_i^1 = \bar{X}_i^2$ pour tous les i (c.-à-d. que les niveaux des caractéristiques soient identiques dans les deux groupes). Dans le dernier cas, il n'y a pas de problème pour choisir les coefficients appropriés. Ainsi, il résulte un terme d'interaction non nul d'un problème de nombre-indice posé par des niveaux différents des caractéristiques et d'un problème de nombre-indice posé par des niveaux des caractéristiques et des taux de rendement différents entre les deux groupes. Par conséquent, il semble raisonnable de n'inclure qu'une partie, et pas la totalité, de ce terme d'interaction dans la mesure des taux de rendement ou des effets de "discrimination". Les deux mesures d'Oaxaca et de Masters doivent donc être considérées comme des limites supérieures et inférieures du degré de "discrimination". En outre, si b_i^1 et b_i^2 diffèrent pour des raisons autres qu'une forme de discrimination (motivation ou choix personnel, par ex.), la somme des différences de rendement pondérées d'après les caractéristiques ne constituera pas une mesure "pure" de discrimination, mais sera confondue avec ces autres facteurs. C'est pour cette raison que nous préférons parler d'"effets résiduels" ou d'"effets de taux de rendement" et non de discrimination; cela se vérifie en particulier dans certaines des conclusions du chapitre 7.

ANNEXE I

SPÉCIFICATION DES FONCTIONS DE GAINS UTILISÉES AU CHAPITRE 7

Les observations ont été limitées aux personnes âgées de 30 ans et plus qui, en 1970, ont déclaré des gains positifs sous forme de salaires ou de traitements et qui n'ont pas perçu de revenus fonciers ou de revenus non salariaux. Les tailles des échantillons sont indiquées au tableau I.1.

Pour chaque groupe défini selon l'origine ethnique, le sexe et l'état matrimonial, sauf pour les femmes non célibataires, on a estimé une spécification de base dont la variable dépendante est le logarithme des salaires et traitements (LWS). Les variables indépendantes de ce modèle de base (ou de sa version réduite) sont les suivantes(1): YSCH, EX, EE, LWW, SQ, SQD, COL, TM1, DEG, IMIG(2), MIG, LNO2, ASCH et une constante. Nous avons en outre inclus des groupes de variables dichotomiques pour tenir compte de la région, du genre de collectivité et de la période d'immigration(3). On a également estimé une version augmentée de cette spécification, le modèle intégral, qui comprend des variables tenant compte du secteur d'activité et de la profession d'emploi. Etant donné que dans certains cas les tailles des échantillons avaient tendance à être très petites (voir tableau I.1), il a été nécessaire de regrouper certaines variables de secteur d'activité et de profession de la façon suivante: OC2 + OC3 ; OC4 + OC5 ; OC11 + OC12; OC13 + OC14 + OC15 + OC16; et IN1 + IN2 + IN3 + IN4. Le résultat donne 10 variables dichotomiques pour les professions et huit variables dichotomiques pour les secteurs d'activité.

Puisqu'on ne disposait d'aucun substitut raisonnable pour l'expérience des femmes non célibataires, la spécification du modèle relatif aux

---

Voir note(s) à la page 267.

TABLEAU I.1. Taille des échantillons

Origine ethnique (1)	Célibataires		Non célibataires	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Britannique	1,015	928	12,379	7,249
Française	723	723	7,139	2,664
Européenne du Nord	237	165	3,037	1,571
Européenne de l'Est et du Sud	272	162	3,499	1,780
Autre	192	139	1,746	796

(1) Ces groupes correspondent à ceux dont nous avons parlé dans le chapitre 6.

Source: Chiffres calculés à partir des données des bandes-échantillon.

femmes non célibataires a du être légèrement modifiée. Dans le cas des groupes de femmes non célibataires, on a employé les variables AGE et AGE au carré au lieu des variables EX et EE. En outre, le nombre d'enfants nés (NCB) et le nombre d'enfants nés au carré (NC2) ont également été inclus. Cette spécification est appelée "spécification des femmes". Il a également été nécessaire d'estimer la spécification des femmes pour les groupes de comparaison (femmes célibataires et ensemble des hommes) de façon à pouvoir faire des comparaisons entre les femmes célibataires et les autres groupes, comme nous l'avons indiqué dans le chapitre 7 et l'annexe H.

NOTES

(1) Les variables et les groupes de variables sont tous définis à l'annexe D.

(2) La variable IMIG a été ventilée pour tenir compte séparément des mouvements interprovinciaux et des mouvements entre comtés.

(3) Cette variable a été divisée en deux catégories, PIM3 et autre.

BIBLIOGRAPHIE

Aitchison, J., et Brown, J.A.C. 1969. The Lognormal Distribution. Cambridge: Cambridge University Press.

Atkinson, A. B. 1970. On the Measurement of Inequality. Journal of Economic Theory 2: pp. 244-63.

Becker, G. S. 1964. Human Capital. New York: Columbia University Press.

Becker, G. S. 1967. Human Capital and the Personal Distribution of Income. Ann Arbor: Woytinsky Lecture, University of Michigan.

Becker, G. S. 1975. Human Capital. 2e éd. New York: Columbia University Press.

Becker, G. S. 1976. The Economic Approach to Human Behavior. Chicago: The University of Chicago Press.

Ben-Porath, Y. 1967. The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings. Journal of Political Economy 75: pp. 352-65.

Blinder, A. S. 1973. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. Journal of Human Resources 8: pp. 436-55.

Blinder, A. S. 1974. Toward an Economic Theory of Income Distribution. Cambridge: MIT Press.

Blinder, A. S., et Weiss, Y. 1974. Human Capital and Labor Supply: a Synthesis. Princeton University, Industrial Relations Section Working Paper No. 55.

Boulet, J.-A., et Raynauld, A. L'analyse des disparités de revenus suivant l'origine ethnique et la langue sur le marché montréalais en 1961. Economic Council of Canada. Étude n° 83.

Brown, G. D. 1978. Discrimination and Pay Disparities Between White Men and Women. Monthly Labor Review 101 (n° 3): pp. 17-22.

BIBLIOGRAPHIE - suite

Canada. Bureau fédéral de la statistique. 1972. Econometric Study of Incomes of Canadian Families, 1967. N° 13-537 au catalogue, hors série. Ottawa: Information Canada.

Canada. Statistique Canada. 1971. Recensement du Canada de 1971, La classification des professions. Vol. I, N° CS 12-536 au catalogue. Ottawa: Information Canada.

Canada. Statistique Canada. 1975. Recensement du Canada de 1971, Revenu des particuliers - Revenu de l'emploi selon le sexe, la profession et la scolarité, provinces. N° 94-769 au catalogue, vol. 3 - partie 6, (bulletin 3.6-11). Ottawa: Information Canada.

Canada. Statistique Canada. 1975. Recensement du Canada de 1971, Activités économiques - Population active occupée selon l'activité économique , l'âge et le sexe, Canada et provinces, 1971. N° 94-747 au catalogue, vol. 3 - partie 4, (bulletin 3.4-10). Ottawa: Information Canada.

Canada. Statistique Canada. 1976. Gains et antécédents professionnels de la population active du Canada en 1972. N° 13-557 au catalogue, hors série. Division du revenu et des dépenses des consommateurs.

Canada. Statistique Canada. 1978. Statistique de l'enseignement - Estimations. Série sur l'éducation, n° 81-220 au catalogue.

Ghez, G. R., et Becker, G. S. 1975. The Allocation of Time and Goods Over Time. New York: Columbia University Press.

Gunderson, M. 1976. Work Patterns, dans G.C.A. Cook, éd., Opportunity for Choice. Ottawa: Statistics Canada, pp. 93-142.

Haley, J.W. 1973. Human Capital: the Choice Between Investment and Income. American Economic Review 63: pp. 929-44.

Heckman, J. J. 1976a. A Life Cycle Model of Earnings, Learning, and Consumption. Journal of Political Economy 84: pp. S11-S44 (supplément).

BIBLIOGRAPHIE - suite

Heckman, J. J. 1976b. The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models. Annals of Social and Economic Measurement 5: pp. 475-92.

Holmes, R. A. 1976. Male-female Earnings Differentials in Canada. Journal of Human Resources 11: pp. 109-17.

Irvine, I. 1978. The Distribution of Economic Welfare In Canada. Thèse de doctorat inédite, Université Western Ontario, London, Canada.

Lydall, H. 1968. The Structure of Earnings. Oxford: The Clarendon Press.

Masters, S. 1974. The Effect of Educational Differences and Labor-Market Discrimination on the Relative Earnings of Black Males: Journal of Human Resources 9: pp. 342-60.

Metcalf, C. E. 1972. An Econometric Model of the Income Distribution. Chicago: Markham Publishing Co.

Mincer, J. 1974. Schooling, Experience, and Earnings. New York: Columbia University Press.

Mincer, J., et Polachek, S. 1974. Family Investment in Human Capital. Journal of Political Economy 82: pp. S76-S108 (supplément).

Oaxaca, R. 1973. Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets. International Economic Review 14: pp. 693-709.

Osberg, L. 1975. A Structural Approach to the Distribution of Earnings. Thèse de doctorat inédite, Université Yale.

Podoluk, J. R. 1968. Incomes of Canadians. Ottawa: Bureau fédéral de la statistique.

BIBLIOGRAPHIE - fin

Porter, J. 1965. The Vertical Mosaic. Toronto: University of Toronto Press.

Rashid, A. 1976. Evaluation des données sur le revenu tirées du recensement du Canada de 1971, Division des caractéristiques, Note de recherche n° 71-EC-5.

Raynauld, A., Marion, G. et Béland, R. 1966. La répartition des revenus selon les groupes ethniques au Canada. 3 vol. Étude préparée pour la Commission royale d'enquête sur le bilinguisme et le biculturalisme.

Robb, R. E. 1978. Earnings Differentials Between Males and Females in Ontario, 1971. Canadian Journal of Economics 11: pp. 350-359.

Rosen, S. 1977. Human Capital: Relations Between Education and Earnings, dans M. D. Intriligator and D. A. Kendrick, éd., Frontiers in Quantitative Economics Vol. IIIB. Amsterdam: North Holland.

Singh, B., Nagar, A.L., Choudry, N. K., et Raj. B. 1976. On the Estimation of Structural Change: a Generalization of the Random Coefficients Model. International Economic Review 17: pp. 340-61.

Sjaastad, L. A. 1962. The Costs and Returns of Human Migration. Journal of Political Economy 60: pp. 80-93.

Thurow, L.C. 1970. Analyzing the American Income Distribution. American Economic Review 60: pp. 261-9.

Tinbergen, J. 1975. Income Distribution Analysis and Policy. Amsterdam: North-Holland Press.

Wales, T. J., et Woodland, A. D. 1977. Sample Selectivity and the Estimation of Labour Supply Functions. Étude n° 77-17, Department of Economics, Université de British Columbia.

